

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANCÍ

Predikce finanční výkonnosti stavební firmy pomocí simulace Monte Carlo
Financial performance prediction of construction company by Monte Carlo simulation

Student: Bc. Daniela Šigutová
Vedoucí diplomové práce: prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal

Ostrava 2013

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Daniela Šigutová**

Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa

Studijní obor: 6202T010 Finance

Specializace: 00 Finance

Téma: **Predikce finanční výkonnosti stavební firmy pomocí simulace Monte Carlo**
Financial Performance Prediction of Construction Company by Monte Carlo Simulation

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
2. Ekonomická charakteristika stavební společnosti
3. Popis metod predikce ukazatelů finanční výkonnosti
4. Predikce finanční výkonnosti stavební společnosti
5. Závěr

Seznam použité literatury

Seznam zkratk

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Seznam příloh

Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

BREALEY, R.A., C.S. MYERS, a A.J. MARCUS. *Fundamentals of Corporate Finance*. 4th ed. USA: McGraw-Hill, 2004. 736 p. ISBN-13: 978-0-07-710821-2.

DLUHOŠOVÁ, Dana a kol. *Finanční řízení a rozhodování podniku: analýza, investování oceňování, riziko, flexibilita*. 3. vyd. Praha: Ekopress, 2010. 225 s. ISBN 978-80-86929-68-2.

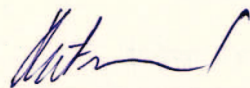
FABIAN, František a Zdeněk KLUIBER. *Metoda Monte Carlo a možností jejího uplatnění*. Praha: Prospektrum, 1998. 148 s. ISBN 80-7175-058-1.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

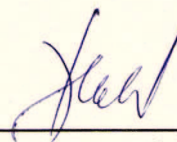
Vedoucí diplomové práce: **prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal**

Datum zadání: 23.11.2012

Datum odevzdání: 26.04.2013



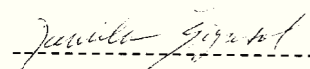
Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry



prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.

V Ostravě 26. dubna 2013



Daniela Šigutová

Obsah

1	ÚVOD	5
2	EKONOMICKÁ CHARAKTERISTIKA STAVEBNÍ SPOLEČNOSTI	6
2.1	PROFIL SPOLEČNOSTI SKANSKA AB	6
2.2	ÚZEMNÍ PŮSOBNOST	6
2.3	FINANČNÍ SITUACE SPOLEČNOSTI	7
2.3.1	<i>Ukazatele finanční stability a zadluženosti</i>	<i>7</i>
2.3.2	<i>Ukazatele aktivity</i>	<i>9</i>
2.3.3	<i>Ukazatele likvidity</i>	<i>12</i>
2.3.4	<i>Ukazatele rentability</i>	<i>13</i>
2.4	ZHODNOCENÍ VÝSLEDKŮ FINANČNÍ ANALÝZY	16
3	POPIS METOD PREDIKCE UKAZATELŮ FINANČNÍ VÝKONNOSTI	17
3.1	CHARAKTERISTIKA A VÝPOČET UKAZATELE ZISK NA AKCII	17
3.2	DŮLEŽITOST <i>EPS</i>	18
3.3	PYRAMIDOVÝ ROZKLAD UKAZATELE <i>EPS</i>	19
3.3.1	<i>Analýza odchylek.....</i>	<i>19</i>
3.3.2	<i>Du Pontův rozklad.....</i>	<i>20</i>
3.4	POPIS METOD PREDIKCE FINANČNÍCH UKAZATELŮ	21
3.4.1	<i>Stochastické procesy finančních aktiv</i>	<i>21</i>
3.4.2	<i>Statistický odhad parametrů Vašíčkova modelu.....</i>	<i>26</i>
3.4.3	<i>Statistická verifikace parametrů modelu</i>	<i>27</i>
3.4.4	<i>Rozdělení spojitých náhodných veličin.....</i>	<i>30</i>
3.4.5	<i>Simulační metoda Monte Carlo.....</i>	<i>32</i>
3.4.6	<i>Inverzní transformace.....</i>	<i>33</i>
3.4.7	<i>Korelace a Choleskeho algoritmus.....</i>	<i>34</i>
3.4.8	<i>Statistické charakteristiky souboru predikovaných hodnot.....</i>	<i>36</i>
4	PREDIKCE FINANČNÍ VÝKONNOSTI STAVEBNÍ SPOLEČNOSTI.....	37
4.1	VSTUPNÍ DATA A ODHAD PARAMETRŮ MODELŮ.....	37
4.1.1	<i>Odhad ukazatele rentability tržeb</i>	<i>38</i>
4.1.2	<i>Odhad ukazatele obrát aktiv.....</i>	<i>40</i>

4.1.3	<i>Odhad ukazatele finanční páka</i>	42
4.1.4	<i>Odhad ukazatele podíl vlastního kapitálu k počtu akcií</i>	44
4.2	KORELACE REZIDUÍ	46
4.3	KOVARIANČNÍ A CHOLESKÉHO MATICE	47
4.4	ROVNICE VYSVĚTLUJÍCÍCH UKAZATELŮ	47
4.5	SIMULACE EPS ZA PŘEDPOKLADU NORMALITY REZIDUÍ	49
4.5.1	<i>Simulace EPS pro nadcházející čtvrtletí</i>	49
4.5.2	<i>Simulace EPS pro čtvrtletí roku 2013</i>	53
4.6	SIMULACE EPS S UŽITÍM METODY INVERZNÍ TRANSFORMACE	57
4.6.1	<i>Testování normality reziduí</i>	57
4.6.2	<i>Simulace EPS na 5 čtvrtletí</i>	59
4.7	SHRNUTÍ VÝSLEDKŮ OBOU METOD	61
5	ZÁVĚR	63
	SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY	65
	SEZNAM ZKRATEK	66
	PROHLÁŠENÍ O VYUŽITÍ VÝSLEDKŮ DIPLOMOVÉ PRÁCE	
	SEZNAM PŘÍLOH	

1 Úvod

V současnosti se v podnikové sféře stále více uplatňuje koncepce *shareholder value*, kdy je požadován neustálý růst hodnoty firmy, a to především pro její vlastníky, vlastníci totiž požadují za podstupované riziko investice do akcií odpovídající výnosy. Do koncepce *shareholder value* spadá i ukazatel zisk na akcii, kterým je možno měřit hodnotu akcií a přínos pro vlastníky, ukazatel je navíc v současnosti zařazován mezi jeden z nejdůležitějších faktorů při určování ceny akcie společnosti.

V globálním prostředí dnešního světa tak musí vedení společnosti své úvahy zaměřit nejen na kvantifikaci historicky dosahované hodnoty společnosti, ale především se soustředit na její růst do budoucna. Budoucí hodnoty lze predikovat například pomocí simulace Monte Carlo, která ve světě financí našla své místo, i když původně sloužila pro modelování fyzikálních procesů.

Cílem diplomové práce je na reálných datech stavební firmy Skanska ověřit možnost predikce finanční výkonnosti prezentované ukazatelem zisku na akcii, a to užitím simulace Monte Carlo.

Diplomová práce je rozdělena do pěti hlavních kapitol včetně úvodu a závěru. Ve druhé kapitole je charakterizována stavební společnost Skanska AB z ekonomického hlediska, jsou zde uvedeny hlavní skutečnosti o společnosti, včetně její současné ekonomické situace nastíněné stručnou finanční analýzou.

Třetí kapitola obsahuje metodologické vymezení postupu predikce finanční výkonnosti firmy, na začátek kapitoly je uvedena charakteristika vybraného ukazatele finanční výkonnosti, a to zisku na akcii, včetně jeho pyramidového rozkladu, dále je uvedeno teoretické vymezení stochastických procesů se zaměřením na Vašíčkův model. V kapitole jsou také popsány statistické testy a charakteristiky potřebné k následné možnosti aplikace simulace Monte Carlo. Pro přesnější predikci ukazatele je popsána metoda inverzní transformace.

V aplikačně-ověřovací čtvrté kapitole jsou metody predikce aplikovány na určení možného vývoje ukazatele zisku na akcii v následujících pěti kvartálních obdobích. Predikce je provedena na základě reálných dat společnosti Skanska AB, a to k datu 30. 9. 2012. U souboru hodnot predikovaných pomocí simulace Monte Carlo jsou uvedeny významné charakteristiky souboru, jako střední hodnota a směrodatná odchylka, tyto charakteristiky jsou dále srovnány s charakteristikami souboru predikovaného za použití metody inverzní transformace.

2 Ekonomická charakteristika stavební společnosti

Kapitola zahrnuje popis základních skutečností týkajících se stavební společnosti Skanska AB, mezi které patří její vznik, charakteristika předmětu podnikání a oblastí podnikání. Dále je v kapitole provedena stručná finanční analýza společnosti.

2.1 Profil společnosti Skanska AB

Skanska AB je mezinárodní stavební společností se sídlem ve Švédsku. Tato společnost patří mezi jednu z největších stavebních společností světa a zabývá se výstavbou obytných i komerčních budov, výstavbou infrastruktury, v jejím portfoliu jsou také velké státní stavby financované z veřejných zdrojů a projekty ekologické výstavby, tzv. zelené projekty.

Mezi nejvýznamnější projekty společnosti patří rekonstrukce World Trade Centre v New Yorku, vybudování londýnského mrakodrapu 30 St Mary Axe přezdívaného „okurka“, výstavba největší větrné farmy ve Švédsku, rozšíření stanic metra v Praze či výstavba nemocnice v New Orleans.

V roce 2011 oslavila společnost Skanska 125 let své existence, její historie byla započata v roce 1887 kdy chemický inženýr Rudolf Fredrik Berg založil společnost Aktiebolaget Skanska Cementgjuteriet specializovanou na výrobu cementu. Již v té době měl tvůrce společnosti ambice rozšířit své podnikání do celého světa, tento cíl společnost Skanska splnila a dnes se její pobočky nalézají v 16 zemích světa a je v nich zaměstnáno více než 53 000 zaměstnanců.

2.2 Územní působnost

V souvislosti s místem sídla společnosti Skanska AB pocházejí největší příjmy společnosti ze severských zemí Evropy. Ve státech Švédsko, Norsko, Finsko, Estonsko a Dánsko je realizováno 47 % příjmů koncernu a je zde evidován největší počet zaměstnanců firmy, a to 18 800. Druhou nejdůležitější oblastí je pro společnost Amerika, kde je stavební trh Spojených států amerických druhým největším stavebním trhem ve světě. Ve státech USA, Argentina, Brazílie, Chile, Kolumbie, Peru a Venezuela společnost zaměstnává 17 700 zaměstnanců a celkem zde realizuje okolo 29 % svých aktivit. 24 % příjmů společnosti plyne ze zbytku Evropy, kde v šesti státech zaměstnává

16 900 zaměstnanců, mezi tyto státy patří Česká republika, Slovensko, Polsko, Maďarsko, Rumunsko a Velká Británie.

Původ a rozšíření společnosti ve světě se promítají do akcionářské struktury společnosti, kdy 43% podíl z celkem 89 208 akcionářů tvoří švédské společnosti a instituce, 24 % akcionářů jsou zahraniční akcionáři, 17 % jsou soukromí akcionáři ze Švédska, 3 % kapitálu společnosti je vlastněno veřejným sektorem, 10 % ostatními akcionáři ze Švédska a 3 % humanitárními a zájmovými organizacemi.

2.3 Finanční situace společnosti

Finanční situace společnosti je zhodnocena pomocí finanční analýzy, prostřednictvím poměrových ukazatelů. Poměrové ukazatele jsou zkoumány na ročních datech za období let 2002–2011. Charakteristika ukazatelů včetně jejich doporučených hodnot vychází převážně z literatury Dluhošová (2008) a Neumaierová, Neumaier (2002).

2.3.1 Ukazatele finanční stability a zadluženosti

Ukazatele finanční stability vypovídají o stabilitě podniku, která je ovlivněna především strukturou zdrojů financování podniku a vztahem aktiv podniku a zdrojů jejich krytí. U těchto ukazatelů jsou určeny doporučené trendy, tedy zda by měl daný ukazatel v čase růst či klesat. Růst by kupříkladu měl ukazatel podílu vlastního kapitálu na aktivech, mezi ukazatele s doporučenou klesající hodnotou v čase patří ukazatel celkové zadluženosti, ukazatel zadluženosti vlastního kapitálu a úrokového zatížení.

Podíl vlastního kapitálu na aktivech lze zjistit následovně,

$$\text{Podíl vlastního kapitálu na aktivech} = \frac{\text{Vlastní kapitál}}{\text{Aktiva celkem}}.$$

Tab. 2.1 Podíl vlastního kapitálu na aktivech

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Vlastní kapitál (mld. SEK)	14,51	14,37	16,18	18,59	19,34	20,72	19,25	20,17	20,79	19,58
Aktiva (mld. SEK)	78,36	66,74	62,51	71,31	71,31	78,94	83,48	83,77	77,71	82,77
Podíl VK na aktivech (%)	18,52	21,53	25,89	26,06	27,12	26,25	23,06	24,08	26,76	23,66

Do r. 2006 je z Tab. 2.1 patrné zvyšování ukazatele, což znamená, že společnost Skanska AB upevňovala svou finanční stabilitu a byla schopna rok od roku lépe krýt svůj majetek vlastními zdroji. Od r. 2007 velikost ukazatele klesala, společnost vykazovala obdobnou výši vlastního kapitálu, avšak rostl jí objem aktiv, a to především v položce dlouhodobých pohledávek, finanční samostatnost společnosti se tak zhoršovala.

Ukazatelem celkové zadluženosti je měřen podíl věřitelů na celkovém kapitálu, z něhož je financován majetek firmy,

$$\text{Celková zadluženost} = \frac{\text{Cizí kapitál}}{\text{Aktiva}}.$$

Tab. 2.2 Celková zadluženost

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Cizí kapitál (mld. SEK)	63,85	52,37	46,33	52,72	51,97	58,22	64,23	63,60	56,92	63,19
Aktiva (mld. SEK)	78,36	66,74	62,51	71,31	71,31	78,94	83,48	83,77	77,71	82,77
Celková zadluženost (%)	81,48	78,47	74,11	73,94	72,88	73,75	76,94	75,92	73,24	76,34

Z Tab. 2.2 je patrný pozitivní klesající trend ukazatele do r. 2006, kdy především klesala hodnota cizího kapitálu. V r. 2007 došlo ke změně trendu, kdy od tohoto roku roste objem aktiv společnosti, a to především v položkách dlouhodobé pohledávky a finanční majetek. S rostoucím objemem dlouhodobých pohledávek rostla zadluženost společnosti a pro věřitele tak narůstalo riziko, společnost se však vše snažila korigovat rostoucím objemem peněžních prostředků, aby se nedostala do situace platební neschopnosti.

Zadluženost vlastního kapitálu odráží velikost rizika pro věřitele, u stabilních společností by se výše ukazatele měla pohybovat mezi 80–120 %, výpočet je následující,

$$\text{Zadluženost vlastního kapitálu} = \frac{\text{Cizí kapitál}}{\text{Vlastní kapitál}}.$$

Tab. 2.3 Zadluženost vlastního kapitálu

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Cizí kapitál (mld. SEK)	63,85	52,37	46,33	52,72	51,97	58,22	64,23	63,60	56,92	63,19
Vlastní kapitál (mld. SEK)	14,51	14,37	16,18	18,59	19,34	20,72	19,25	20,17	20,79	19,58
Zadluženost VK (%)	439,96	364,46	286,26	283,66	268,76	280,92	333,67	315,36	273,76	322,66

Z Tab. 2.3 je patrné, že ukazatel dosahuje enormně vyšších hodnot než jsou doporučovány pro zavedenou firmu. Ve sledovaném období nedošlo k poklesu na obvyklé hodnoty, vedení společnosti by se tak mělo zaměřit na skutečnost, že chod firmy je financován především z cizích zdrojů. S touto strukturou jsou spojeny nižší náklady než s financováním chodu společnosti převážně z vlastních zdrojů, ovšem existuje zde výrazné věřitelské riziko.

Majetkový koeficient, též finanční páka má následující výpočet,

$$\text{Majetkový koeficient} = \frac{\text{Aktiva}}{\text{Vlastní kapitál}}.$$

Tab. 2.4 Majetkový koeficient

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Aktiva (mld. SEK)	78,36	66,74	62,51	71,31	71,31	78,94	83,48	83,77	77,71	82,77
Vlastní kapitál (mld. SEK)	14,51	14,37	16,18	18,59	19,34	20,72	19,25	20,17	20,79	19,58
Majetkový koeficient (%)	540,0	464,5	386,3	383,7	368,8	380,9	433,7	415,4	373,8	422,7

Dle Tab. 2.4 nejlepší trend vykazoval ukazatel mezi lety 2004 až 2007, kdy byla jeho hodnota stabilní. V následujících letech výše ukazatele kolísala, a to především z důvodu změny velikosti aktiv.

2.3.2 Ukazatele aktivity

Ukazatele aktivity vypovídají o relativní vázanosti kapitálu v různých formách aktiv, a to v aktivech krátkodobých i dlouhodobých. Tyto ukazatele je také možno chápat jakožto srovnání vstupů a výstupů firmy, kdy vstupy jsou jednotlivé položky aktiv a výstupy jsou tržby. U těchto ukazatelů jsou doporučovány jisté vývojové trendy, doby obrátok, které jsou vyjadřovány ve dnech, by se většinou měly snižovat.

Obrat celkových aktiv měří intenzitu využití celkového majetku podniku,

$$\text{Obrat aktiv} = \frac{\text{Tržby}}{\text{Celková aktiva}}.$$

Tab. 2.5 Obrat aktiv

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Tržby (mld. SEK)	145,58	132,88	121,26	124,67	125,60	138,78	143,67	139,12	122,22	118,73
Aktiva (mld. SEK)	78,36	66,74	62,51	71,31	71,31	78,94	83,48	83,77	77,71	82,77
Obrat aktiv	1,86	1,99	1,94	1,75	1,76	1,76	1,72	1,66	1,57	1,43

Dle Tab. 2.5 se úroveň ukazatele pohybuje na požadované úrovni, tedy více než 1. Patrný je však pokles ukazatele ve sledovaném období, což poukazuje na nižší schopnost vedení společnosti efektivně využívat majetek společnosti. Pokles ukazatele byl zapříčiněn rostoucím objemem aktiv, který rostl především díky většímu objemu pohledávek a finančního majetku, na pokles ukazatele měl v posledních letech také vliv klesající objem tržeb společnosti, ke kterému došlo v důsledku finanční krize, která se v segmentu stavebnictví projevila obecně ve vysoké míře.

Doba obratu aktiv udává průměrný počet dnů, po než jsou aktiva vázána v podnikání do doby jejich spotřeby,

$$Doba\ obratu\ aktiv = \frac{Aktiva \cdot 360}{Tržby}.$$

Tab. 2.6 Doba obratu aktiv

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Aktiva (mld. SEK)	78,36	66,74	62,51	71,31	71,31	78,94	83,48	83,77	77,71	82,77
Tržby (mld. SEK)	145,58	132,88	121,26	124,67	125,60	138,78	143,67	139,12	122,22	118,73
Doba obratu aktiv (dny)	193,79	180,81	185,57	205,92	204,38	204,77	209,17	216,75	228,89	250,96

Jak je patrné z Tab. 2.6 nejnižších hodnot dosahoval ukazatel v r. 2003, v tomto roce dosahovala dle tohoto kritéria společnost nejlepších hodnot. V dalších letech se ukazatel navzdory požadovanému klesajícímu trendu zvyšoval, a to z důvodu rostoucího objemu aktiv, které společnost nebyla schopna vzhledem k tržbám „obrátit“ ani alespoň stejně rychle. Od r. 2009 opět nastal klesající trend.

Doba obratu zásob by se obdobně jako ukazatel doba obratu aktiv měla zkracovat,

$$Doba\ obratu\ zásob = \frac{Zásoby \cdot 360}{Tržby}.$$

Tab. 2.7 Doba obratu zásob

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Zásoby (mld. SEK)	0,89	0,83	0,73	0,50	0,48	0,77	0,90	0,84	0,93	1,01
Tržby (mld. SEK)	145,58	132,88	121,26	124,67	125,60	138,78	143,67	139,12	122,22	118,73
Doba obratu zásob (dny)	2,20	2,24	2,17	1,45	1,39	1,99	2,26	2,16	2,73	3,07

Výše ukazatele se dle Tab. 2.7 vyvíjela příznivě do r. 2006, poté hodnota ukazatele začala růst, růst ukazatele poukazuje na zhoršující se úroveň běžného provozního řízení.

Doba obratu pohledávek vypovídá o vázanosti prostředků ve formě pohledávek,

$$Doba\ obratu\ pohledávek = \frac{Pohledávky \cdot 360}{Tržby}.$$

Tab. 2.8 Doba obratu pohledávek

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Pohledávky (mld. SEK)	52,12	42,48	39,82	39,41	40,64	44,43	51,46	51,92	48,27	51,59
Tržby (mld. SEK)	145,58	132,88	121,26	124,67	125,60	138,78	143,67	139,12	122,22	118,73
Doba obratu pohl. (dny)	128,89	115,09	118,21	113,80	116,49	115,26	128,93	134,34	142,16	156,43

Do r. 2005 je z Tab. 2.8 možno sledovat pokles ukazatele, což znamenalo pro společnost, že jí odběratelé platili faktury v kratším horizontu, v r. 2005 v průměru za 114 dnů, v tomto roce měla společnost téměř třikrát více pohledávek krátkodobých než dlouhodobých, situace tak byla pro společnost velmi příznivá. Od r. 2006 hodnota ukazatele roste, do r. 2008 byl růst zapříčiněn růstem tržeb při menším růstu pohledávek, což bylo výhodné, ovšem od r. 2009 je negativní vývoj ukazatele zapříčiněn stálou výší pohledávek při klesajících tržbách. Společnost byla nucena v posledních letech značně pozměnit časovou strukturu pohledávek, aby nedocházelo ke vzniku pohledávek po splatnosti, či dokonce pohledávkám nesplaceným vůbec. Skanska akceptovala nárůst dlouhodobých pohledávek, které v r. 2011 byly téměř ve stejné výši jako pohledávky krátkodobé. Ukazatel doby obratu pohledávek je provázán s následujícím ukazatelem.

Doba obratu závazků vyjadřuje počet dnů, za které splácí podnik své závazky,

$$Doba\ obratu\ závazků = \frac{Závazky \cdot 360}{Tržby}.$$

Výsledkem porovnání ukazatele s dobou obratu pohledávek by mělo být zjištění, že doba obratu pohledávek je nižší než doba obratu závazků, v takovém případě jsou faktury firmě uhrazeny za kratší dobu, než ona musí uhradit faktury dodavatelům.

Tab. 2.9 Doba obratu závazků

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Závazky (mld. SEK)	49,91	43,00	38,80	46,02	45,06	50,82	56,08	52,91	47,96	50,34
Tržby (mld. SEK)	145,58	132,88	121,26	124,67	125,60	138,78	143,67	139,12	122,22	118,73
Doba obratu závazků (dny)	123,43	116,51	115,19	132,89	129,15	131,82	140,51	136,92	141,27	152,64

Doba obratu závazků vykazovala ve sledovaném období obdobný vývoj jako doba obratu pohledávek, v souladu s rostoucí dobou splatnosti pohledávek došlo ve společnosti k růstu doby obratu závazků, viz Tab. 2.9. Od r. 2005 do r. 2008 společnost splňovala kritérium kratší doby obratu pohledávek, s příchodem krize se však její pozice změnila a dostala se do situace, kdy své závazky v průměru splácí dříve, než jí jsou uhrazeny pohledávky, tato situace může působit negativně na platební schopnost společnosti.

2.3.3 Ukazatele likvidity

Tyto ukazatele jsou zdrojem informací o tom, jak podnik dokáže zachovávat svou schopnost hradit své závazky a inkasovat své pohledávky, prodejnost výrobků či schopnost okamžitého odprodeje zásob v případě nutnosti. Standardními ukazateli jsou ukazatele celkové, pohotové a okamžité likvidity, z nichž druhé dva by měly zaznamenávat rostoucí tendenci.

Ukazatel celkové likvidity měří finanční stabilitu společnosti,

$$\text{Celková likvidita} = \frac{\text{Oběžná aktiva}}{\text{Krátkodobé závazky}}.$$

Tab. 2.10 Celková likvidita

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Oběžná aktiva (OA) (mld. SEK)	59,93	50,35	49,42	55,92	55,25	64,10	67,52	67,75	62,17	64,28
Krátkodobé závazky (mld. SEK)	-	35,82	35,71	40,64	40,49	47,60	51,22	49,16	45,11	45,66
Celková likvidita	-	1,41	1,38	1,38	1,36	1,35	1,32	1,38	1,38	1,41

Z Tab. 2.10 je zřejmá stabilní hodnota ukazatele, která je ve výši více než 1. Společnost Skanska by v případě nutnosti byla schopna své krátkodobé závazky okamžitě uhradit za pomoci svého krátkodobého majetku.

Ukazatel pohotové likvidity je zpřísněním ukazatele běžné likvidity,

$$\text{Pohotov\'a likvidita} = \frac{OA - \text{zásoby}}{\text{Krátkodobé závazky}}.$$

Tab. 2.11 Pohotov\'a likvidita

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
OA - zásoby (mld. SEK)	59,04	49,52	48,69	55,42	54,77	63,33	66,62	66,92	61,24	63,26
Krátk. závazky (mld. SEK)	-	35,82	35,71	40,64	40,49	47,60	51,22	49,16	45,11	45,66
Pohotov\'a likvidita	-	1,38	1,36	1,36	1,35	1,33	1,30	1,36	1,36	1,39

Společnost i dle tohoto zpřísněného kritéria dosahuje optimálních hodnot, v rozmezí 1,1 až 1,5, které jsou navíc ve stabilní výši, viz Tab. 2.11.

Ukazatel okamžité likvidity by se měl pohybovat mezi 0,2 až 0,5,

$$\text{Okamžitá likvidita} = \frac{\text{Peněžní prostředky}}{\text{Krátkodobé závazky}}.$$

Tab. 2.12 Okamžitá likvidita

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Peněžní prostředky (mld. SEK)	6,92	7,04	8,87	16,01	14,12	18,90	15,17	15,00	12,98	11,67
Krátk. závazky (mld. SEK)	-	35,82	35,71	40,64	40,49	47,60	51,22	49,16	45,11	45,66
Okamžitá likvidita	-	0,20	0,25	0,39	0,35	0,40	0,30	0,31	0,29	0,26

I dle tohoto ukazatele je z hlediska likvidity společnost v dobré kondici, od roku 2008 sice hodnota ukazatele klesá, viz Tab. 2.12, ovšem stále jsou hodnoty nad doporučovanou hranicí 0,2.

2.3.4 Ukazatele rentability

Ukazatele rentability, neboli ukazatele výnosnosti, vypovídají o zhodnocení ve firmě vázaného kapitálu, obecně je rentabilita definována poměrem zisku ku vloženému

kapitálu. Jednotlivé ukazatele se liší užitým ziskem, tedy tím, zda je pro výpočet užit zisk po zdanění *EAT* či zisk před zdaněním *EBIT*, jehož vývoj není ovlivněn změnami daňových ani úrokových sazeb ani změnami ve struktuře finančních zdrojů. Z důvodu existence základního cíle podniku maximalizovat svou hodnotu, měly by být maximalizovány i tyto ukazatele vyjadřující ziskovost a jejich trend by měl být v čase rostoucí.

Rentabilita aktiv (*ROA*), bývá pro své nerozlišování zdrojů financování považována za klíčový ukazatel,

$$ROA = \frac{EBIT}{Aktiva}.$$

Tab. 2.13 Rentabilita aktiv

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
EBIT (mld. SEK)	0,02	4,06	3,81	5,12	4,99	5,64	4,36	5,80	5,42	8,43
Aktiva (mld. SEK)	78,36	66,74	62,51	71,31	71,31	78,94	83,48	83,77	77,71	82,77
ROA (%)	0,02	6,09	6,09	7,18	6,99	7,15	5,22	6,92	6,98	10,18

Přes výkyvy výše rentability aktiv lze na základě Tab. 2.13 označit její trend jako rostoucí, což je pozitivní.

Rentabilita vlastního kapitálu (*ROE*), poměřuje vstupy ve formě kapitálu a výstupy ve formě zisku,

$$ROE = \frac{EAT}{Vlastní kapitál}.$$

Tab. 2.14 Rentabilita vlastního kapitálu

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
EAT (mld. SEK)	-0,84	2,76	2,65	3,89	3,66	4,10	3,10	4,22	4,03	7,60
Vlastní kapitál (mld. SEK)	14,51	14,37	16,18	18,59	19,34	20,72	19,25	20,17	20,79	19,58
ROE (%)	-5,77	19,21	16,36	20,93	18,90	19,76	16,12	20,93	19,37	38,78

Hodnoty ukazatele výnosnosti vlastního kapitálu dosahují dle Tab. 2.14 vysokých a poměrně stabilních hodnot, pokles je možno zaznamenat v r. 2008, což bylo dáno vyšším

poklesem čistého zisku oproti poklesu velikosti vlastního kapitálu. Společnost na tento ukazatel klade velký důraz, do roku 2015 předpokládá udržení tohoto ukazatele v rozmezí 18–20 %¹.

Rentabilita dlouhodobě investovaného kapitálu (ROCE),

$$ROCE = \frac{EBIT}{Vlastní kapitál + Cizí kapitál_{dlouhodobý}}.$$

Tab. 2.15 Rentabilita dlouhodobě investovaného kapitálu

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
EBIT (mld. SEK)	0,02	4,06	3,81	5,12	4,99	5,64	4,36	5,80	5,42	8,43
VK + CK dlh. (mld. SEK)	-	7,20	3,11	5,40	4,59	3,24	4,88	3,77	2,87	4,70
ROCE (%)	-	56,47	122,37	94,82	108,69	174,20	89,26	153,72	188,71	179,12

Dle Tab. 2.15 efekt dlouhodobých zdrojů ve sledovaném období vykazoval požadovaný růst, čímž je doložena rostoucí efektivnost vloženého kapitálu, a to jak vlastního, tak cizího. S použitím cizího kapitálu tak docházelo k růstu potenciálu vlastníků. Od r. 2008 hodnota ukazatele kolísala z důvodu kolísající výše zisku, avšak v r. 2011 společnost dosáhla ve sledovaném období výrazně nejvyšší hodnoty ukazatele.

Rentabilita tržeb (ROS) vyjadřuje množství zisku v SEK na 1 SEK tržeb,

$$ROS = \frac{EAT}{Tržby}.$$

Tab. 2.16 Rentabilita tržeb

	Rok									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
EAT (mld. SEK)	-0,84	2,76	2,65	3,89	3,66	4,10	3,10	4,22	4,03	7,60
Tržby (mld. SEK)	145,58	132,88	121,26	124,67	125,60	138,78	143,67	139,12	122,22	118,73
ROS (%)	-0,57	2,08	2,18	3,12	2,91	2,95	2,16	3,03	3,30	6,40

Dle propočtů v Tab. 2.16, ukazatel vykazuje příznivý rostoucí trend. Výrazný pokles ukazatele nastal v r. 2008, kdy společnosti významně poklesl čistý zisk. Za tímto

¹ Zdroj: Výroční zpráva společnosti za rok 2011.

poklesem však nebyl pokles prodejů, jak je patrné z Tab. 2.16 tržby dosahovaly větších čísel než v r. 2007, avšak s rostoucím objemem tržeb vzrostly společností náklady spojené s realizací prodeje. Navíc stouply v daném roce prodejní a administrativní náklady o 12 %, a to z důvodu nárůstu nákladů nabídkových řízení, marketingové činnosti a také nákladů na restrukturalizační opatření.

2.4 Zhodnocení výsledků finanční analýzy

Dle provedené finanční analýzy se pozice společnosti Skanska AB za sledované období let 2002–2011 zhoršila v oblasti finanční stability a zadluženosti. Od r. 2007 se společnost potýká s poklesem ukazatele podílu vlastního kapitálu na aktivech, což vypovídá o zhoršování finanční samostatnosti společnosti. Od r. 2007 také nepříznivě roste celková zadluženost společnosti, způsobená především růstem objemu dlouhodobých pohledávek, tímto roste riziko pro věřitele. Na druhou stranu se společnost na tato riziková místa snažila zareagovat a zvyšovala objem peněžních prostředků, aby se ochránila proti riziku nesolventnosti. Pozitivních hodnot dosahoval ve sledovaném období ukazatel zadluženosti vlastního kapitálu i úrokového krytí.

Ukazatele aktivity vykazují v posledních letech nepříznivý vývoj, klesá počet obrátů aktiv za rok, prodlužuje se doba obratu zásob a roste doba obratu pohledávek. Struktura pohledávek se navíc výrazně měnila, na konci sledovaného období společnost evidovala téměř stejný objem pohledávek dlouhodobých jako krátkodobých. V oblasti závazků jsou však dlouhodobé závazky ve výši zhruba desetiny závazků krátkodobých. Od r. 2009 je navíc doba obratu pohledávek kratší než doba obratu závazků, což může vyvolat platební neschopnost.

Riziko platební neschopnosti se však neprojevalo v ukazatelích likvidity, které dosahují optimálních hodnot, jen je možno zaznamenat pokles ukazatele okamžité likvidity, stále se však tento ukazatel pohybuje nad požadovanou hranicí 0,2.

Ukazatele výnosnosti vykazují příznivý rostoucí trend, pokles nastal pouze u ukazatelů rentability vlastního kapitálu a tržeb v r. 2008. V tomto roce došlo k poklesu čistého zisku, to ovšem nebylo zapříčiněno poklesem prodejů nabízených služeb, ale nárůstem prodejních a administrativních nákladů.

3 Popis metod predikce ukazatelů finanční výkonnosti

Kapitola zahrnuje metodický popis predikce ukazatelů finanční výkonnosti se zaměřením na ukazatel zisk na akcii, na úvod kapitoly je uvedena charakteristika ukazatele, který je aplikací DuPontova rozkladu rozložen na dílčí vysvětlující ukazatele. Další části kapitoly jsou zaměřeny na popis způsobu predikce dílčích ukazatelů, je uveden základní přehled stochastických procesů finančních aktiv, statistické metody pro odhad parametrů vybraných procesů a jejich verifikaci. V kapitole je charakterizována simulace Monte Carlo a metoda inverzní transformace. Kapitola je zpracována především dle Brealey a kol. (2004), Cyhelský a kol. (1999), Fabian, Kluiber (2011) a Zmeškal (2004).

3.1 Charakteristika a výpočet ukazatele zisk na akcii

Ukazatel zisk na akcii (Earning Per Share, dále „EPS“) vypovídá o velikosti zisku společnosti připadajícího na jednu akcii společnosti, ukazatel je tak indikátorem ziskovosti společnosti, jeho výpočet je následující,

$$EPS = \frac{EAT}{PA}, \quad (3.1)$$

kde EAT je čistý zisk a PA je počet akcií.

Zisk na akcii je zařazován mezi jeden z nejdůležitějších faktorů při určování ceny akcie společnosti, ukazatel lze také označit jak rentabilitu na jednu akcii. Největší význam má ukazatel pro akcionáře společnosti, jimž podává informaci o výnosu jejich investice do nákupu akcií.

Současný zisk může a nemusí být společností ihned rozdělen mezi akcionáře, pokud se společnost rozhodne své zisky vyplácet akcionářům, činí tak v podobě výplaty dividend. Tyto úkony lze označit jako dividendovou politiku, což je rozhodování o výši nerozděleného zisku na jedné straně a vyplacené hotovosti ve formě dividend na straně druhé. Dividendová politika společnosti se řídí názorem managementu, který může být v souladu s jednou z následujících variant:

- vysoké dividendy zvyšují hodnotu firmy,
- vysoké dividendy vedou k vysokým daním a zároveň snižují hodnotu firmy,
- dividendová politika nemá na hodnotu firmy vliv.

Dividendy je možno charakterizovat jako periodickou distribuci peněz od firmy k akcionářům. Mezi základní faktory ovlivňující rozhodnutí o výplatě dividend patří to,

že vedení společnosti má většinou dlouhodobý cíl výplatního poměru dividend, manažeri společnosti se také většinou zaměřují na proměnlivost dividend než na jejich absolutní výši a zdráhají se změn v dividendách, které možná budou v budoucnu muset být odvolány, viz Brealey (2004).

Pokud firma zvolí variantu v nadcházejícím období vyplatit nižší dividendy, ale zároveň nerozdělené prostředky investuje, může to vést k růstu ceny akcie z důvodu předpokladu vyšších dividend v budoucnu.

3.2 Důležitost *EPS*

Jak již bylo řečeno, největší význam má ukazatel pro současné akcionáře společnosti, ty je možno nazvat tzv. *shareholders*. Akcionáři jsou jednou složkou z tzv. *stakeholderů*, které je možno označit jako zainteresované strany, do této skupiny subjektů kromě shareholderů patří také potenciaální investoři v podobě zaměstnanců, zákazníků, dodavatelů či věřitelů společnosti. Jak je možno vyvodit z odlišností mezi jednotlivými skupinami stakeholderů, mají tyto skupiny i odlišné pohledy na hodnotu firmy, kterou posuzují podle toho, co do ní vložili, resp. podle zhodnocení své investice, kterou porovnávají s alternativními možnostmi, viz Neumaierová a Neumaier (2002).

Existence firmy je podmíněna spokojeností všech zainteresovaných stakeholderů. V případě narušení rovnováhy mezi stakeholdery, kdy například některý ze stakeholderů získá větší vyjednávací sílu, může dojít k rozpadu firemního organismu a tím k zániku společnosti. Potřeba stabilního organismu sestávajícího se ze stakeholderů vyplývá také z historického vývoje v Evropě, kde neexistují dostatečně likvidní trhy zdrojů, společnosti své investice financují převážně prostřednictvím bank, a tak je jakási koalice tím nejvýhodnějším řešením.

V souladu s teorií řízení hodnoty je pro zvyšování hodnoty firmy pro stakeholdery nutno zaměřit se na dlouhodobé maximalizování hodnoty společnosti pro její shareholdery, jedině touto cestou lze maximalizovat hodnotu pro všechny stakeholdery. Rozhodujícím prvkem této teorie je skutečnost, že shareholdeři jsou nejvýznamnější skupinou stakeholderů, shareholdeři totiž nesou ze všech stakeholderů největší riziko. Koncepce tak splňuje obecně platné pravidlo, že s větším rizikem by měl přicházet také vyšší výnos, tudíž shareholdeři podstupující nejvyšší riziko by tak měli dosahovat nejvyššího zisku, ten je možno sledovat právě v ukazateli *EPS*.

3.3 Pyramidový rozklad ukazatele *EPS*

Tento logicko-deduktivní ukazatelový systém slouží k zachycení souvislostí a vazeb jednotlivých finančních ukazatelů mezi sebou. Pyramidový rozklad vychází z vrcholového ukazatele, který je následně rozložen na několik jemu příčinných faktorů, tím vzniká hierarchie ukazatelů neboli pyramidová soustava ukazatelů. Nespornou výhodou této soustavy pak je, že jsou zde zachyceny souvislosti mezi ukazateli a z jejich vzájemného postavení je možno určit váhu jednotlivých dílčích ukazatelů na vrcholový ukazatel.²

Změna vrcholového ukazatele je dána součtem vlivů změn dílčích ukazatelů,

$$\Delta y_x = \sum \Delta x_{a_i}, \quad (3.2)$$

kde x představuje vrcholový ukazatel, Δy_x je přírůstek vlivu vrcholového ukazatele, a_i je dílčí ukazatel, Δx_{a_i} je vliv dílčího ukazatele na vrcholový ukazatel. Analyzovat lze odchylky (vlivy) absolutní i relativní, také je vhodné zaměřit se na charakter vazeb ve zkoumaném rozkladu.

3.3.1 Analýza odchylek

V pyramidovém rozkladu existují dva typy vazeb, a to vazby aditivní, znázorněné znaménkem $+$ či $-$ a vazby multiplikativní, které jsou znázorněny symbolem pro násobení. V případě aditivní vazby je celková změna rozdělena podle poměru změny ukazatele na celkové změně ukazatelů,

$$\Delta x_{a_i} = \frac{\Delta a_i}{\sum_i \Delta a_i} \cdot \Delta y_x. \quad (3.3)$$

Kvantifikaci vlivů determinujících činitelů je u multiplikativních vazeb nutno řešit použitím jedné ze čtyř metod, mezi které patří metoda postupných změn, metoda rozkladu se zbytkem, logaritmická metoda rozkladu a funkcionální metoda rozkladu, viz Dluhošová (2008).

Při užití metody postupných změn a metody rozkladu se zbytkem je nutno brát ohled na to, že při změně jednoho z ukazatelů musí zůstat hodnoty ostatních ukazatelů

² Viz NEUMAIEROVÁ, Inka a Ivan NEUMAIER. *Výkonnost a tržní hodnota firmy*. 1.vyd. Praha: Grada Publishing, 2002. 99-101 s.

neměnné. Toto omezení je odstraněno u zbylých dvou metod, při jejichž užití může dojít ke změně všech ukazatelů zároveň.

Metoda postupných změn je v praxi často využívána pro svou jednoduchost výpočtu a bezezbytkový rozklad. Nevýhodou této metody je skutečnost, že velikost vlivů jednotlivých ukazatelů je závislá na pořadí ukazatelů ve výpočtu, pro srovnatelnost analýz je tedy nutno zachovávat metodiku a pořadí ukazatelů při výpočtech.

Metoda rozkladu se zbytkem odstraňuje nevýhodu předchozí metody, při jejím užití nezáleží na pořadí ukazatelů a výsledek je jednoznačný. Nevýhodou je existence zbytkové složky, kterou nelze jednoznačně nejvhodněji rozdělit mezi jednotlivé dílčí vlivy.

Logaritmická metoda vychází ze spojitých výnosů a mezi její přednosti patří možnost reflektovat současnou změnu všech ukazatelů a neexistence problematiky pořadí a zbytků. Nevýhodou je nutnost kladných indexů, z důvodu užití logaritmu, metoda tak nemůže být užitá v případě, kdy firma vykazovala ztrátu a následně zisk.

Metoda funkcionální analýzy vychází z diskrétních výnosů, čímž je odstraněna nutnost kladných výnosů, výhody logaritmické metody zůstávají zachovány. Nevýhodou metody je potřeba přidělení vah při rozdělování společných faktorů, nejčastěji bývá užito rovnoměrného rozdělení.

3.3.2 Du Pontův rozklad

Mezi pyramidové ukazatelové soustavy patří Du Pontův rozklad, nesoucí název chemické společnosti pro niž byl poprvé použit. Vrcholovým ukazatelem rozkladu je rentabilita vlastního kapitálu (*ROE*), která je ovlivněna dílčími ukazateli, a to rentabilitou tržeb, obratem aktiv a finanční pákou,

$$ROS = \frac{EAT}{T}, \quad (3.4)$$

$$Obrat\ aktiv = \frac{T}{A}, \quad (3.5)$$

$$Finanční\ páka = \frac{A}{VK}. \quad (3.6)$$

Rozklad *ROE* lze zapsat následovně,

$$ROE = \frac{EAT}{T} \cdot \frac{T}{A} \cdot \frac{A}{VK}, \quad (3.7)$$

kde *EAT* je čistý zisk, *T* jsou tržby, *A* jsou aktiva a *VK* je vlastní kapitál.

Tento rozklad lze aplikovat také na rozklad ukazatele *EPS*, navíc je nutno přidat ještě ukazatel podílu vlastního kapitálu k počtu akcií $\frac{VK}{PA}$, výsledný rozklad je pak

$$EPS = \frac{EAT}{T} \cdot \frac{T}{A} \cdot \frac{A}{VK} \cdot \frac{VK}{PA}. \quad (3.8)$$

3.4 Popis metod predikce finančních ukazatelů

Dluhošová (2004) tvrdí, že s ohledem na nefinanční charakter zvolené společnosti je nutno při řízení a predikci finanční výkonnosti dbát na dlouhodobý charakter finančních toků, alespoň měsíce, čtvrtletí až 2 roky a více. Tato období zajistí menší citlivost na denní fluktuace rizikových faktorů a vykazují větší setrvačnost.

Při realizaci samotné predikce ukazatele výkonnosti je nutno nejprve stanovit hodnoty ukazatele ve sledovaném období, poté určit dílčí finanční ukazatele působící na vrcholový ukazatel. Dílčí finanční ukazatele je následně nutno predikovat, toto lze uskutečnit aplikací různých modelů dlouhodobého forecastingu, pro odhady hodnot do dvou let lze využít modely založené na Itoově procesu, např. Brownův proces či mean reverting procesy.

Ekonometrické a predikční modely je vhodné řešit nejprve odhadem funkce, zahrnujícím hledání parametrů modelu pomocí metody statistického odhadu, ku příkladu metodou nejmenších čtverců. Poté je vhodné provést testování statistické spolehlivosti parametrů a modelu, možno je užít tzv. *t*-test a *F*-test.

Po predikci dílčích ukazatelů je možno již určit rozdělení pravděpodobnosti zkoumaného ukazatele, a to buď analyticky nebo simulací, např. pomocí Choleskeho algoritmu. Poté je žádoucí pro větší vypovídací schopnost predikovaných hodnot dopočítat jejich parametry rozdělení pravděpodobnosti.

Na základě dosažených výsledků by ve firmě měla být přijata rozhodnutí a realizována opatření pro řízení rizik, v případě potřeby například změněn finanční plán či aplikovány hedgingové strategie.

3.4.1 Stochastické procesy finančních aktiv

Finanční aktiva se v čase vyvíjejí náhodně, proto je jejich průběh možno označit za stochastický proces. Stochastické modely se někdy nazývají pravděpodobnostní, důvodem je to, že se některé jejich procesy či hodnoty řídí zákony pravděpodobnostního

charakteru. Stochastické procesy je možno popsat buď diskrétně, kdy takto popsané procesy jsou následně aplikovány při simulacích nebo spojitě, kdy jsou užity především při analytickém řešení.³

a) Základní stochastické procesy

Mezi základní procesy patří Wienerův proces, Brownův geometrický proces, Itôův proces a Itôova lema, viz Zmeškal (2004). Jednotlivé procesy jsou blíže popsány níže.

Wienerův proces je procesem výchozím pro ostatní procesy a někdy je též označován jako specifický Wienerův proces. Mezi jeho předpoklady patří soulad s Markovovým procesem, jehož charakteristikou je, že predikované ceny nejsou ovlivněny historickými cenami, ale pouze cenou aktuální. Důležitým prvkem Wienerova procesu je také předpoklad, že změny cen jsou v čase nezávislé.

Wienerův proces je definován následovně,

$$\tilde{z}_T - z_0 = dz = \tilde{z} \cdot \sqrt{dt}, \quad (3.9)$$

kde \tilde{z} označuje náhodnou proměnnou z normovaného normálního rozdělení $N(0;1)$. Pro tento proces je charakteristické, že střední hodnota přírůstku Wienerova procesu $E(dz)=0$, což znamená že proces nevykazuje žádný trend a je v něm zachycena pouze náhodná složka, pro hodnotu rozptylu je dáno, že $\text{var}(dz)=t$ a směrodatná odchylka $\sigma(dz)=\sqrt{t}$.

Pokud je sledován vývoj ceny v čase za několik intervalů, je tvar rovnice následující,

$$\tilde{z}_T - z_0 = \sum_{i=1}^n z_i \cdot \sqrt{dt}, \quad (3.10)$$

z této rovnice lze odvodit, že $E(\tilde{z}_T)=0$, rozptyl $\text{var}(\tilde{z}_T)=n \cdot dt = T$ a směrodatná odchylka $\sigma(\tilde{z}_T)=\sqrt{T}$.

Itôův proces je dalším z obecných stochastických procesů a zahrnuje v sobě Wienerovy, Brownovy a mean-reversion procesy, pro proměnnou x je jeho rovnice v tomto tvaru,

³ FÁBRY, J. *Matematické modelování*. 1.vyd. Praha: Kamil Mařík – Professional Publishing, 2011. 13 s.

$$dx = a(x;t) \cdot dt + b(x;t) \cdot dz, \quad (3.11)$$

kde $a(x;t)$ je přírůstek a $b(x;t)$ je směrodatná odchylka změny proměnné x , dt je časový interval a dz ve vzorci představuje Wienerův proces. Protože Wienerův proces zahrnuje pouze náhodnou proměnnou, je možno člen $b(x;t) \cdot dz$ definovat jako náhodnou směrodatnou odchylku (reziduum), $a(x;t) \cdot dt$ v modelu představuje trend.

Itôova lema pro funkce s proměnnými v podobě stochastických procesů je obdobou Taylorova rozvoje užívaného pro nestochastické funkce,

$$dG = \left[\left(\frac{\partial G}{\partial x} \cdot a(\cdot) \right) + \frac{\partial G}{\partial t} + \frac{1}{2} \cdot \frac{\partial^2 G}{\partial x^2} \cdot b^2(\cdot) \right] \cdot dt + \frac{\partial G}{\partial x} \cdot b(\cdot) \cdot dz. \quad (3.12)$$

Brownův aritmetický proces je zvláštním případem Itôova procesu a někdy bývá také nazýván jako zobecněný Wienerův proces, je definován tímto způsobem,

$$dx = \alpha \cdot dt + \sigma \cdot dz, \quad (3.13)$$

kde dx označuje přírůstek hodnoty, α je koeficient růstu, dt je časový interval, σ směrodatná odchylka a dz představuje Wienerův proces.

U tohoto procesu parametry vykazují konstantní hodnoty a jsou nezávislé na ostatních proměnných, z tohoto důvodu má zkoumaná veličina lineární trend vývoje. Nevýhodou lineárního trendu vývoje sledované veličiny je skutečnost, že její hodnoty se mohou dostat do záporných čísel.

Střední hodnotu je možno charakterizovat jako $E(dx) = \alpha \cdot dt$, očekávaná střední hodnota v čase T je $E(x_T) = x_0 + \alpha \cdot T$, rozptyl přírůstku hodnoty je $\text{var}(dx) = \sigma^2 \cdot dt$ a rozptyl očekávaných hodnot v čase T lze charakterizovat jakožto $\text{var}(x_T) = \sigma^2 \cdot T$.

Brownův geometrický proces je typický tím, že se u něj sledovaná veličina vyvíjí exponenciálním trendem, tento proces je velmi často uplatňován ve finančním modelování. Proces lze zapsat,

$$\frac{dx}{x} = \alpha \cdot dt + \sigma \cdot dz. \quad (3.14)$$

Proces je vhodný k vyjádření výnosu, proměnná α zde symbolizuje průměrný výnos, a to zpravidla za období jednoho roku, σ je v tomto vzorci označením směrodatné odchylky za rok. Střední hodnotu lze charakterizovat rovnicí $E(dx) = \alpha \cdot dt$, očekávanou

střední hodnotu v čase T $E(x_T) = x_0 + x_0 \cdot \alpha \cdot T$, rozptyl $\text{var}(dx) = \sigma^2 \cdot dt$ a rozptyl očekávaných hodnot v čase T $\text{var}(x_T) = x_0 + x_0 \cdot \sigma^2 \cdot T$. Výhodou modelu je, že sledovaná cena není nikdy záporná.

b) Mean-reversion procesy

Tyto procesy jsou používány především pro modelování chování úrokových sazeb, které jsou specifické tím, že se jejich hodnota většinou pohybuje v určitém rozmezí, obvykle nedochází k nekonečnému růstu ani poklesu hodnoty do záporných čísel. Vlastností úrokových sazeb je také jejich tendence vracet se v delších časových úsecích k určité rovnovážné hodnotě, odtud také název procesů tzv. „mean-reversion“. V reverzních procesech je proto zpravidla zastoupen parametr dlouhodobé rovnováhy a rychlosti přibližování sazeb k této rovnováze. Modely jsou v praxi využívány nejen pro sledování vývoje úrokových sazeb, ale také pro zkoumání vývoje cen komodit a jsou také užívány v podnikové sféře.

Všechny reverzní modely vycházejí z Itôova procesu a obsahují tak specifický Wienerův proces. Mezi nejznámější a nejvíce užívané stochastické modely úrokových sazeb patří Ho-Leeův model, CIR model a Vašíčkův model.

Ho-Leeův model je definován následovně,

$$dr = \theta(t) \cdot dt + \sigma \cdot dz, \quad (3.15)$$

kde funkce $\theta(t)$ je zvolena takovým způsobem, aby výsledná křivka budoucích hodnot výnosů odpovídala běžné termínové struktuře, jedná se o spojitou verzi Ho-Leeova modelu. Nedostatkem modelu je možnost, že hodnoty úrokové míry mohou pro některé t nabývat záporných hodnot.

CIR (Cox-Ingersoll-Rossův) **model** byl poprvé publikován v roce 1985 v časopise *Econometria* a jeho tvar je

$$dr = a \cdot (b - r) \cdot dt + \sigma \cdot \sqrt{r} \cdot d\tilde{z}. \quad (3.16)$$

Model je obdobou Vašíčkova modelu, oproti němu zahrnuje prvek \sqrt{r} , který znamená, že s růstem úrokových sazeb se zvyšuje rozptyl. Tato vlastnost znamená, že v modelu není konstantní volatilita úrokových sazeb, ale volatilita se odvíjí od druhé odmocniny úrokové sazby, to vede k tomu, že v modelu je zamezeno výskytu záporných

hodnot úrokových sazeb. Stochastická proměnná úroková sazba v modelu CIR nemá normální rozdělení, ale non-central χ^2 rozdělení.

Vašíčkův model je pojmenován po svém tvůrci Oldřichu Vašíčkovi, který model publikoval v roce 1977 v časopise Journal of Financial Economics, model je založen na návratnosti k dlouhodobé rovnováze a pracuje s konstantními koeficienty.

Aritmetický Vašíčkův model (dále AVM) je vhodné použít, pokud sledovaný ukazatel nabývá kladných i záporných hodnot, rovnice pro spojitý model má následující tvar,

$$dr = a \cdot (b - r) \cdot dt + \sigma \cdot d\tilde{z}, \quad (3.17)$$

kde a je koeficient rychlosti přibližování k dlouhodobé rovnovážné hodnotě, parametr b vyjadřuje dlouhodobou rovnovážnou hodnotu, r je aktuální úroková sazba, σ je volatilita úrokové míry, $d\tilde{z}$ je specifický Wienerův proces a $\sigma \cdot d\tilde{z}$ je tak náhodnou reziduální odchylkou ukazatele. Parametry Vašíčkova modelu se zjišťují empiricky za pomoci nástrojů regresní analýzy.

Nevýhodou modelu je možnost, že hodnoty úrokové sazby mohou v reálném čase vykazovat záporné hodnoty, toto je však v praxi vysoce nerealistický předpoklad. Úroková míra má v tomto modelu normální rozdělení, výhodou modelu je jeho invertibilita, tedy že k jeho hodnotám existují inverzní hodnoty.

Diskrétní verze AVM má následující tvar,

$$\Delta U_t = a \cdot (b - U_{t-1}) \cdot \Delta t + \hat{\sigma} \cdot \tilde{z} \cdot \sqrt{\Delta t}, \quad (3.18)$$

kde $\hat{\sigma}$ je směrodatná odchylka, \tilde{z} je náhodná veličina a Δt je časový interval.

Očekávanou střední hodnotu ukazatele je dle AVM možno vyjádřit následovně,

$$E(U_t) = U_{t-1} + a \cdot (b - U_{t-1}) \cdot \Delta t. \quad (3.19)$$

Model simulace ukazatele je po potřebném osamostatnění ukazatele na levou stranu následující,

$$U_t = U_{t-1} + a \cdot (b - U_{t-1}) \cdot \Delta t + \hat{\sigma} \cdot \tilde{z} \cdot \sqrt{\Delta t}. \quad (3.20)$$

Geometrický Vašíčkův model (dále GVM) lze využít při práci s finanční veličinou, která nabývá pouze kladných hodnot. Tvar geometrického Vašíčkova procesu je

následující,

$$\frac{\Delta U_t}{U_{t-1}} = a \cdot (b - U_{t-1}) \cdot \Delta t + \sigma \cdot \tilde{z} \cdot \sqrt{\Delta t}. \quad (3.21)$$

Propočet očekávané střední hodnoty při užití GVM se řídí následující rovnicí,

$$E(U_t) = U_{t-1} + a \cdot (b - U_{t-1} - 1) \cdot \Delta t \cdot U_{t-1}. \quad (3.22)$$

Model simulace ukazatele je po vyčlenění na levou stranu následující,

$$U_t = U_{t-1} + a \cdot (b - U_{t-1}) \cdot \Delta t \cdot U_{t-1} + \sigma \cdot \tilde{z} \cdot \Delta t \cdot U_{t-1}. \quad (3.23)$$

3.4.2 Statistický odhad parametrů Vašíčkova modelu

Pro určení hodnot parametrů lineárního regresního modelu je možné použít metodu nejmenších čtverců. Tato metoda vede také k získání údajů o stochastických parametrech rozdělení náhodných složek, viz Hušek (2007).

Metoda nejmenších čtverců je regresní metodou sloužící k odhadu parametrů Vašíčkova mean-reversion modelu, podstatou metody je minimalizovat sumu čtverců odchylek hodnot naměřených od hodnot vyrovnaných, což lze znázornit rovnicí,

$$\min \sum_t \varepsilon_t^2 = \min \sum_t (y_t - \tilde{y}_t)^2, \quad (3.24)$$

kde ε_t je reziduum, y_t jsou naměřené hodnoty a \tilde{y}_t jsou vyrovnané hodnoty.

Metoda spočívá v transformaci modelu na lineární tvar, kdy v případě Vašíčkova modelu je transformace tato,

$$\Delta U_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot U_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.25)$$

kde $\hat{\alpha} = a \cdot b \cdot \Delta t$ a $\hat{\beta} = -a \cdot \Delta t$.

V případě aritmetického Vašíčkova modelu je pak

$$\varepsilon_t = \Delta U_t - (\hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot U_{t-1}). \quad (3.26)$$

Při práci s geometrickým Vašíčkovým modelem je nutno za ΔU_t dosadit $\frac{\Delta U_t}{U_{t-1}}$.

Poté je již možno provést odhad parametrů na zvolené hladině významnosti pomocí nástroje *Regrese* v MS Excel a zpětně dopočítat výchozí parametry Vašíčkova modelu, a to dle následujících vzorců,

$$a = -\frac{\hat{\beta}}{\Delta t}, \quad (3.27)$$

$$b = \frac{\hat{\alpha}}{a \cdot \Delta t}, \quad (3.28)$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{N} \cdot \sum_t \varepsilon_t^2}, \quad (3.29)$$

$$\sigma = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{\Delta t}}. \quad (3.30)$$

3.4.3 Statistická verifikace parametrů modelu

Statistická verifikace slouží k ověření statistické významnosti jednotlivých parametrů modelu a také statistické významnosti modelu jako celku. K ověření parametrů se užívá oboustranný t -test, pro verifikaci modelu jako celku slouží F -test, viz Zmeškal (2004).

Parametry modelu lze vyčíst z obecného tvaru stochastické charakteristické, též výběrové, rovnice, jejíž tvar je následující,

$$R_{i,t} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \cdot R_{M,t} + u_t = \hat{R}_{i,t} + u_t, \quad (3.31)$$

kde $\hat{\beta}_1$ je odhadem testovaného parametru modelu, nebo-li odhadem regresního koeficientu, $\hat{\beta}_0$ je odhad úrovně konstanty, proměnné $R_{i,t}$ a $R_{M,t}$ v rovnici představují náhodné výnosy, u_t je reziduální odchylka a $\hat{R}_{i,t}$ zastupuje odhad náhodného výnosu proměnné.

a) Statistická významnost koeficientů - t -test

Tento test slouží k testování statistické významnosti regresních koeficientů, na začátku testu je nutno specifikovat nulovou a alternativní hypotézu, tyto mohou být následující,

$$H_0: \hat{\beta}_i = 0,$$

$$H_A: \hat{\beta}_i \neq 0,$$

kde H_0 je nulová hypotéza, podle které je vybraný regresní koeficient roven nule a tím pádem je ze statistického hlediska nevýznamný, oproti tomu alternativní hypotéza předpokládá hodnotu koeficientu různou od nuly a tím jeho statistickou významnost.

K samotnému provedení testu je potřebná t -statistika, jejíž výpočet probíhá dle následující rovnice,

$$t_{df} = \frac{\hat{\beta}_i - 0}{SE_{\hat{\beta}_i}}, \quad (3.32)$$

kde $SE_{\hat{\beta}_i}$ symbolizuje odhad směrodatné odchylky (standard error) koeficientu $\hat{\beta}_i$. Pro t -statistiku se předpokládá Studentovo rozdělení pravděpodobnosti s df -stupni volnosti.

K testování dochází porovnáním dvou parametrů, a to t -statistiky vypočtené t^{vyp} , která odpovídá odhadované hodnotě $\hat{\beta}_i$ a t -kritické t^{krit} , která určuje percentil t -statistiky na zvolené hladině významnosti α . Výpočet parametrů se řídí dle následujících rovnic,

$$t_{df}^{vyp} = \frac{\hat{\beta}_i}{SE_{\hat{\beta}_i}}, \quad (3.33)$$

$$t_{\alpha/2;df}^{krit} = ST_{\alpha/2;df}^{-1}(\alpha/2), \quad (3.34)$$

kde ST je distribuční funkce Studentova rozdělení, $ST_{\alpha/2;df}^{-1}(\alpha/2)$ je pak inverzní funkcí (kvantilem) na hladině pravděpodobnosti $\alpha/2$ a s počtem stupňů volnosti df .

Oboustrannou pravděpodobnost dosažení hodnoty t^{vyp} lze vypočítat dle následující rovnice,

$$Hodnota P_{df} = \alpha^{vyp} = ST_{df} \cdot (t_{df}^{vyp}) \cdot 2. \quad (3.35)$$

Při vyhodnocování testu lze vycházet buď z porovnání t -statistiky vypočtené a t -kritické nebo z porovnání $Hodnoty P_{df}$ s hladinou významnosti α , a to dle níže uvedených zásad,

$$t_{df}^{vyp} > t_{\alpha/2;df}^{krit}, \text{ pak se } H_0 \text{ zamítá,} \quad (3.36)$$

$$t_{df}^{vyp} \leq t_{\alpha/2;df}^{krit}, \text{ pak se } H_0 \text{ přijímá.} \quad (3.37)$$

$$\text{Jestliže } Hodnota P_{df} < \alpha, \text{ pak se } H_0 \text{ zamítá,} \quad (3.38)$$

$$Hodnota P_{df} \geq \alpha, \text{ pak se } H_0 \text{ přijímá.} \quad (3.39)$$

Zamítnutí nulové hypotézy v praxi znamená, že propočtený koeficient leží v kritické oblasti, což vypovídá o jeho statistické významnosti na sledované hladině významnosti α , daný regresní koeficient by tak měl být do odhadovaného modelu zařazen. Přijetí nulové hypotézy pak naopak znamená, že koeficient je na zvolené hladině významnosti statisticky bezvýznamný a jeho zařazení do modelu tak nemá smysl.

b) Statistická významnost modelu - F -test

Následující test je užíván k ověření statistické významnosti modelu jako celku, opět je nejprve nutno sestavit nulovou a alternativní hypotézu,

$$H_0: \hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_1 = 0,$$

$$H_A: \hat{\beta}_0 \neq 0 \text{ nebo } \hat{\beta}_1 \neq 0.$$

Hypotéza H_0 v tomto testu vyjadřuje nulovou hodnotu všech koeficientů, čímž se model jako celek stává statisticky nevýznamným.

Pro aplikaci F -testu je zásadní konstrukce F -statistiky, u níž je podmínkou Fischerovo rozdělení pravděpodobnosti, F -statistika má následující propočet,

$$F = \frac{ESS / df_{ESS}}{RSS / df_{RSS}} = \frac{MS_{ESS}}{MS_{RSS}}, \quad (3.40)$$

kde ESS je rozptyl vysvětlený regresí (Explained Sum of Squares), nebo-li součet čtverců vysvětlených regresní přímkou, RSS je zbytkový, reziduální rozptyl nevysvětlený regresí (Residual Sum of Square), je to tedy součet čtverců odchylek od odhadnuté funkce. MS_{ESS} je průměrný vysvětlený rozptyl (Mean Square Explained), MS_{RSS} je průměrný reziduální rozptyl (Mean Square Residual), df_{ESS} a df_{RSS} v rovnici reprezentují stupně volnosti přiřazené rozptylu vysvětlenému a rozptylu nevysvětlenému regresí, zároveň mají tyto stupně volnosti následující vlastnosti,

$$df_{ESS} = k + 1, \quad (3.41)$$

$$df_{RSS} = T - (k + 1), \quad (3.42)$$

kde k je počet nezávislých proměnných, ke kterému je přičítána jednička z důvodu ovlivnění stupně volnosti.

Vyhodnocení F -testu je prováděno na základě porovnání hodnoty F -statistiky vypočtené F^{vyp} a kritické F^{krit} , jejichž výpočet se řídí následujícími pravidly,

$$F_{df_{ESS}; df_{RSS}}^{vyp} = \frac{MS_{ESS}}{MS_{RSS}}, \quad (3.43)$$

$$F_{df_{ESS}; df_{RSS}}^{krit} = FISH_{df_{ESS}; df_{RSS}}^{-1}(\alpha), \quad (3.44)$$

kde $FISH$ je distribuční funkce Fischerova rozdělení, $FISH_{df_{ESS}; df_{RSS}}^{-1}$ je inverzní funkce (kvantil) na hladině významnosti α . Obdobně jako u t -testu je možno pro vyhodnocení testu užít i *Hodnotu P*, její výpočet pro F -test je následující,

$$Hodnota P_{df_{ESS}; df_{RSS}} = \alpha^{vyp} = FISH_{df_{ESS}; df_{RSS}}(F^{vyp}). \quad (3.45)$$

Výsledku zamítnutí či přijetí nulové hypotézy je dosaženo, jestliže

$$F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{vyp} > F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{krit}, \text{ pak se } H_0 \text{ zamítá,} \quad (3.46)$$

$$F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{vyp} \leq F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{krit}, \text{ pak se } H_0 \text{ přijímá.} \quad (3.47)$$

Nulová hypotéza je také zamítnuta či přijata, jestliže

$$Hodnota P_{df_{ESS};df_{RSS}} < \alpha, \text{ pak se } H_0 \text{ zamítá} \quad (3.48)$$

$$Hodnota P_{df_{ESS};df_{RSS}} \geq \alpha, \text{ pak se } H_0 \text{ přijímá.} \quad (3.49)$$

Zamítnutí nulové hypotézy odráží statistickou významnost modelu jako celku na sledované hladině významnosti α , čímž je potvrzena statisticky významná závislost mezi náhodnými složkami modelu. Přijetí nulové hypotézy pak naopak znamená, že model je na dané hladině pravděpodobnosti statisticky bezvýznamný.

3.4.4 Rozdělení spojitých náhodných veličin

V modelech simulace ukazatele je pracováno s náhodnou složkou, která vstupuje do výpočtu odhadovaných hodnot v budoucnu, součástí náhodné složky ve vzorci bývá náhodná veličina. Dle Cyhelského (1999) se tato veličina může vyvíjet podle normálního rozdělení, které je popsáno níže.

a) Normální rozdělení

Využití tohoto typu rozdělení je typické pro teorii pravděpodobnosti a matematickou statistiku, kde dochází ke kolísání náhodné veličiny, které je způsobeno součtem velkého počtu nepatrných a vzájemně nezávislých vlivů. Rozdělením se řídí například náhodné chyby, z tohoto důvodu je rozdělení někdy též nazýváno zákonem chyb.

Hustota pravděpodobnosti náhodné veličiny s normálním rozdělením je tato,

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \cdot \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma} \right)^2}, \quad x \in (-\infty; \infty). \quad (3.50)$$

Pro hustotu pravděpodobnosti normálního rozdělení je charakteristické, že je symetrická kolem bodu střední hodnoty, v tomto bodě dosahuje funkce svého maxima. Střední hodnota tohoto rozdělení je zároveň i mediánem a modem.

Distribuční funkce normálního rozdělení $N(\mu; \sigma^2)$ je následující,

$$F(x) = \frac{1}{\sigma \cdot \sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^x e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{t-\mu}{\sigma} \right)^2} dt. \quad (3.51)$$

V praxi je často využíváno tzv. normované normální rozdělení, kdy veličiny se řídí následující rovnicí,

$$U = \frac{X - \mu}{\sigma}. \quad (3.52)$$

Pro toto normované normální rozdělení je pak hustota pravděpodobnosti a distribuční funkce v těchto podobách,

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}u^2}, \quad u \in (-\infty; \infty) \quad (3.53)$$

$$F(u) = \int_{-\infty}^u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt. \quad (3.54)$$

b) Rovnoměrné rozdělení

Předpokládat, že se náhodná veličina vyvíjí dle normálního rozdělení může být dost zjednodušením. V případě akceptování rozdělení specifického pro empirické hodnoty je možné využít simulační procedury inverzní transformace, tato metoda je popsána dále. Jejím výchozím bodem je využití náhodných hodnot z rovnoměrného rozdělení. Pro toto rozdělení spojitých náhodných veličin je typické, že náhodná veličina má konstantní hustotu pravděpodobnosti pro všechna $x \in M$, hustota pravděpodobnosti je pak následující,

$$f(x) = \frac{1}{\beta - \alpha}, \quad \alpha < x < \beta, \quad (3.55)$$

$$= 0 \quad \text{jinak}$$

Distribuční funkce je pak

$$\begin{aligned} F(x) &= 0, \quad x \leq \alpha, \\ &= \frac{x - \alpha}{\beta - \alpha}, \quad \alpha < x < \beta, \\ &= 1, \quad x \geq \beta. \end{aligned} \quad (3.56)$$

Podle tohoto rozdělení se řídí například náhodná veličina značící chybu při zaokrouhlování čísla, dobu čekání na uskutečnění jevu či jev opakující se v pravidelných intervalech.

c) Testování normality reziduí

Pro ověření předpokladu, že se náhodné veličiny sledovaného modelu chovají podle normálního rozdělení je možno využít software SPSS Statistics (*Statistical Package for the*

Social Sciences), v něm je možno pomocí dostupných nástrojů vytvořit Q-Q graf porovnávající očekávané hodnoty reziduí dle normálního rozdělení a hodnoty empiricky zjištěné. Dalším grafickým testem je histogram znázorňující četnosti rozložení reziduí a křivku teoretického normálního rozložení.

Další možností ověření normality reziduí je aplikace Kolmogorov-Smirnovova testu, opět při využití softwaru SPSS. Kolmogorov-Smirnovův test vychází z hypotéz

H_0 : na hladině významnosti 5 % mají rezidua normální rozdělení,

H_A : na hladině významnosti 5 % nemají rezidua normální rozdělení.

Samotné testování se provádí porovnáním hladiny významnosti α^{krit} se získanou hodnotou α^{vyp} , kdy k nezamítnutí nulové hypotézy vede výsledek

$$\alpha^{\text{vyp}} > \alpha^{\text{krit}}. \quad (3.57)$$

3.4.5 Simulační metoda Monte Carlo

Existuje několik možností jak se vypořádat s nejistotou působící v reálných systémech a procesech, mezi nimi jsou citlivostní analýza, při níž je zkoumán vliv změn dílčích faktorů, dále pak analýza scénářů, jejímž výsledkem jsou různé kombinace vstupních předpokladů, pro analýzu různých projektů se užívá analýza bodu zvratu a poslední metodou je simulační analýza, kdy jejím výsledkem je odhad pravděpodobnostního rozdělení možných variant výstupu, viz Brealey and Myers (2004).

Dle Fábryho (2011) lze simulaci definovat jako techniku umožňující napodobit chování reálného systému a sledování vývoje tohoto systému v čase. Při použití simulace jsou tvořeny tzv. simulační modely, tyto modely vycházejí z různých předpokladů o procesech probíhajících v systému a jsou odrazem matematických a logických vztahů mezi jednotlivými prvky systému. Mezi simulační metody patří simulace Monte Carlo.

Simulace Monte Carlo je matematickou výpočetní metodou, která v sobě zahrnuje prvky teorie pravděpodobnosti, matematické statistiky a výpočetní techniky. Tato metoda vznikla na sklonku druhé světové války, kdy byla užita vědeckými pracovníky Johnem von Neumannem a Stanislavem Ulamem ve Spojených státech amerických při výzkumu chování neutronů. K řešení problému simulace historie života neutronu vědci využili techniku kola rulety, čímž vznikl název použité metody odvozený od názvu města plného heren s mnoha ruletami, města Monte Carlo. Postupem času se využití metody rozšířilo k řešení nejen fyzikálních problémů, ale také k řešení problémů technických a ekonomických.

Základem metody Monte Carlo jsou stochastické principy, kdy je využit modelující přístup vycházející ze souvislosti mezi výsledky řešení matematické úlohy a výsledky vhodně uspořádaných experimentů a jejich matematicko-statistického zpracování. Při řešení nestochastických úloh je vhodné modelový přístup metody Monte Carlo využít k převedení úlohy na určování pravděpodobnosti či střední hodnoty, které je možno simulovat relativními četnostmi či aritmetickými průměry, viz Fabian, Kluiber (1998).

Základem této numerické metody je modelování stochastického procesu a jeho statistické vyhodnocení, což znamená, že rozličné problémy jsou řešeny za pomoci mnohokrát opakovaných náhodných pokusů, vzniká tak velký počet scénářů. Výstupem simulace je především grafické zobrazení rozdělení pravděpodobnosti dílčích kritérií a statistické charakteristiky celého souboru scénářů.⁴

Jelikož jsou výstupy procesu určovány výsledky náhodných pokusů, jedná se o nedeterministický proces. Náhodné pokusy je také možno definovat jako operace s náhodnými čísly, kdy náhodné číslo je vlastně konečnou posloupností číslic, kterou je možno považovat za posloupnost realizací náhodných veličin s rovnoměrným pravděpodobnostním rozdělením na intervalu (0;1).

V praxi je sestrojování těchto náhodných čísel zdlouhavé, složité a existuje zde možnost dílčích nedostatků, proto jsou v běžné praxi užívána tzv. pseudonáhodná čísla. Pseudonáhodná čísla je možno získat pomocí počítače, například pomocí modulu Generátor pseudonáhodných čísel v MS Excel, se kterým je možno získat náhodné veličiny z požadovaného rozdělení pravděpodobnosti. Počítače k vyhotovení využívají vhodné algoritmy a vykazovaná pseudonáhodná čísla tak vykazují požadované znaky náhodnosti a nezávislosti s požadovanou přesností. Rozvoj metody Monte Carlo nastal především s rozvojem IT techniky, která umožňuje mnohem rychlejší a přesnější zpracování dat.

Dle Brealey, Myers, Marcus (2004) je možno simulační proces metody Monte Carlo užít ke zkoumání ukazatele výkonnosti sestavit v krocích sestávajících z modelování problému, specifikace pravděpodobností a závěrečné simulace *EPS*.

3.4.6 Inverzní transformace

Inverzní transformace je procedura vedoucí ke zpřesnění výsledků dosažených simulací Monte Carlo. Její využití je vhodné v případě, že dle testů normality reziduí se

⁴ HNILICA, Jiří a Jiří FOTR. *Aplikovaná analýza rizika ve finančním managementu a investičním rozhodování*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, a.s., 2009. 71 s.

náhodné složky nevyvíjejí dle normálního rozdělení. Pomocí metody inverzní transformace je možno z vygenerovaných hodnot rovnoměrného rozdělení vygenerovat požadované rozdělení pravděpodobnosti. Předpokladem pro možnost sestavení požadovaného rozdělení je skutečnost, že distribuční funkce jsou neklesající, proto mezi distribuční funkcí a náhodnými čísly rovnoměrného rozdělení z intervalu $[0;1]$ existuje vzájemně jednoznačné přiřazení, viz Zmeškal (2004). Tuto vlastnost lze zapsat následovně,

$$s = F^{-1}(r), \quad (3.58)$$

kde $s \in [a; b]$ jsou náhodná čísla z distribuční funkce F a r jsou vygenerovaná náhodná čísla z rovnoměrného rozdělení.

Vlastnost vychází ze skutečnosti, že

$$F(s) = G(r), \quad (3.59)$$

což lze zapsat také následovně,

$$s = F^{-1}[G(r)], \quad (3.60)$$

zároveň je zásadní skutečnost, že na intervalu $[0;1]$ pro rovnoměrné rozdělení platí

$$G(r) = r. \quad (3.61)$$

3.4.7 Korelace a Choleskeho algoritmus

Při zkoumání rozdělení pravděpodobnosti funkce náhodných finančních ukazatelů, mezi nimiž je i ukazatel *EPS*, je nutno se soustředit na procesy dílčích vysvětlujících ukazatelů, mezi rezidui náhodných složek vysvětlujících ukazatelů totiž existuje statistická závislost. Korelace slouží k analyzování této lineární závislosti mezi proměnnými, viz Hnilica, Fotr (2009), a její výpočet je dán následující rovnicí,

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \cdot \sigma_j}. \quad (3.62)$$

Sílu a směr vztahu proměnných reprezentuje korelační koeficient ρ_{ij} . Korelační koeficient se vždy nachází v rozmezí hodnot -1 a 1 a vyjadřuje sílu stupně jak moc se proměnné pohybují společně. Pokud je korelační koeficient větší než nula, proměnné jsou pozitivně korelovány a vyvíjí se stejným směrem. Čím vyšší je korelační koeficient, tím silnější existuje mezi proměnnými vazba. Pokud se korelační koeficient rovná jedné, proměnné jsou perfektně pozitivně korelovány a vyvíjí se naprosto shodně. Oproti tomu pokud je koeficient nižší než nula, jsou proměnné negativně korelovány a mají tendenci k tomu se vyvíjet opačným směrem. Koeficient o velikosti mínus jedna vypovídá

o perfektně negativní korelaci, koeficient o velikosti nula nevypovídá o závislosti mezi proměnnými nic, ty jsou tzv. nekorelovány a neexistuje mezi nimi žádný lineární vztah.

Závislost mezi rezidui náhodných složek v podobě vzájemné korelace je nutno zohlednit v simulaci, toto zohlednění lze provést generováním náhodného vektoru prvotních faktorů \tilde{z} dle Choleskeho algoritmu následovně,

$$\tilde{z}^T = \tilde{e}^T \cdot P, \quad (3.63)$$

kde \tilde{e}^T značí vektor nezávislých náhodných proměnných z normovaného normálního rozdělení $\Phi(0;1)$ a P značí horní trojúhelníkovou matici odvozenou z kovarianční matice C .

Kovarianci, jež vyjadřuje statistickou závislost mezi dvěma aktivy je možno vypočítat následovně,

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [r_i - E(r_i)] \cdot [r_j - E(r_j)]. \quad (3.64)$$

Na základě dílčích kovariancí je možno sestrojit kovarianční matici, kde na hlavní diagonále jsou uvedeny rozptyly jednotlivých aktiv. Vztah mezi Choleskeho dekompoziční maticí P a kovarianční maticí C je tento,

$$C = P \cdot P^T,$$

kde P^T je transformovaná horní trojúhelníková matice,

$$\begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1j} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2j} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{i1} & \sigma_{i2} & \cdots & \sigma_{ij} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{11}^2 & p_{11} \cdot p_{12} & \cdots & p_{11} \cdot p_{1j} \\ p_{11} \cdot p_{12} & p_{12}^2 & \cdots & p_{12} \cdot p_{1j} + p_{22} \cdot p_{2j} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{11} \cdot p_{1j} & p_{12} \cdot p_{1j} + p_{22} \cdot p_{2j} & \cdots & \sum p_{ij}^2 \end{pmatrix}$$

Sestrojení horní trojúhelníkové matice P vychází z následujících vzorců, v nichž p_{ij} označuje prvek matice P ,

$$p_{ii} = \left(\sigma_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1} p_{ik}^2 \right)^{\frac{1}{2}}, \text{ pro } i = 1, 2, \dots, N, \quad (3.65)$$

$$p_{ij} = \left(\sigma_{ij} - \sum_{k=1}^{i-1} p_{ki} \cdot p_{kj} \right) \cdot p_{ii}^{-1}, \text{ pro } 1 \leq i < j \leq N, \quad (3.66)$$

$$p_{1j} = \sigma_{1j} \cdot (\sigma_{11})^{-\frac{1}{2}}, \text{ pro } j = 1, 2, \dots, N, \quad (3.67)$$

$$p_{ij} = 0, \text{ pro } i > j; i, j = 1, 2, \dots, N, \quad (3.68)$$

3.4.8 Statistické charakteristiky souboru predikovaných hodnot

Simulací získaný statistický soubor hodnot možného vývoje ukazatele *EPS* je vhodné analyzovat pomocí matematické statistiky. Mezi základní charakteristiky statistického souboru patří střední hodnota, směrodatná odchylka a hodnota Value at Risk. Výpočet střední hodnoty je dán součtem hodnot děleným jejich počtem,

$$E(x) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i, \quad (3.69)$$

kde N je rozsah souboru.

Směrodatná odchylka σ_i vyjadřuje kvadratický průměr odchylek od jejich střední hodnoty,

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - E(x))^2}. \quad (3.70)$$

Hodnota Value at Risk (dále *VaR*), též hodnota rizika, byla využívána především v bankovních institucích ke kvantifikaci rizika z hlediska hodnoty vybraných aktiv, metodu je však možné využít i v nefinančních institucích ke kvantitativnímu vyjádření rizika podnikatelských aktivit, viz Hnilica, Fotr (2009). Pojem *VaR* je v nefinanční sféře možno charakterizovat jako nejmenší predikovanou ztrátu na zadané hladině rizika (pravděpodobnosti, významnosti), a to za určitou časovou periodu. Hladina významnosti α by měla být rovna pravděpodobnosti, že při investování do portfolia akcií investor dosáhne zisku $(\Delta\tilde{\Pi})$ menšího než předem stanovená hladina zisku (*ZISK*). *VaR* je tedy vyjádřením ztráty, výchozím předpokladem je možnost vyjádření zisku jako záporné ztráty, což lze formálně vyjádřit následovně,

$$\Pr(\Delta\tilde{\Pi} \leq -VaR) = \alpha. \quad (3.71)$$

4 Predikce finanční výkonnosti stavební společnosti

Následující kapitola obsahuje ověření možnosti predikce ukazatele zisk na akcii společnosti Skanska AB, predikce je provedena pomocí simulace Monte Carlo na 5 následujících kvartálních obdobích v měně švédská koruna, v níž jsou uváděny finanční výkazy společnosti. Pro zpřesnění predikce je použita metoda inverzní transformace.

Pro účel predikce ukazatele *EPS* je nejprve proveden odhad dílčích ukazatelů tvořících rozklad vrcholového ukazatele *EPS*, viz vztah (3.8), neboli

$$EPS = \frac{EAT}{T} \cdot \frac{T}{A} \cdot \frac{A}{VK} \cdot \frac{VK}{PA},$$

a to pomocí aritmetického a geometrického Vašíčkova modelu. Vývoj finančních ukazatelů je náhodný a vykazuje návratnost ke střední hodnotě, proto lze jejich vývoj zařadit mezi mean-reversion procesy. Pro modelování vývoje ukazatele rentabilita tržeb je použit aritmetický Vašíčkův model, u tohoto ukazatele existuje možnost dosažení kladných i záporných hodnot sledované veličiny. AVM lze shrnout rovnicí (3.20),

$$U_t = U_{t-1} + a \cdot (b - U_{t-1}) \cdot \Delta t + \sigma \cdot \tilde{z} \cdot \sqrt{\Delta t}.$$

Pro modelování ukazatelů obrátky aktiv, finanční páky a poměru vlastního kapitálu ku počtu akcií je užit geometrický Vašíčkův model, který se vyznačuje tím, že modelované hodnoty nemohou dosáhnout záporných hodnot. GVM je charakteristický rovnicí (3.23),

$$U_t = U_{t-1} + a \cdot (b - U_{t-1}) \cdot \Delta t \cdot U_{t-1} + \sigma \cdot \tilde{z} \cdot \Delta t \cdot U_{t-1}.$$

Odhad parametrů Vašíčkova modelu je proveden pomocí regresní analýzy metodou nejmenších čtverců. Simulace Monte Carlo je provedena za pomoci Choleskeho algoritmu, v němž jsou zachyceny vzájemné závislosti reziduí náhodných veličin. Pro výsledné soubory hodnot *EPS* predikovaných v následujících 5 kvartálech jsou vypočteny statistické charakteristiky, mezi nimi střední hodnota, směrodatná odchylka a hodnota *Var*.

Je provedeno testování normality reziduí, pro ukazatele u nichž se rezidua dle těchto testů nevyvíjejí podle normálního rozdělení je pro simulaci použita metoda inverzní transformace. Výsledná predikce *EPS* zahrnující postup inverzní transformace je na závěr srovnána s výsledky bez použití inverzní transformace.

4.1 Vstupní data a odhad parametrů modelů

Vstupními daty pro predikci ukazatele *EPS* na následujících 5 čtvrtletí jsou kvartální výkazy společnosti Skanska AB za období 1. Q 2002 – 3. Q 2012, viz Příloha

č. 1. Ze vstupních dat jsou propočteny hodnoty dílčích ukazatelů tvořících rozklad ukazatele *EPS* v jednotlivých čtvrtletích. Na základě těchto hodnot je možno specifikovat AVM a GVM pro jednotlivé dílčí ukazatele.

Pomocí nástroje regresní analýzy *Regrese* v programu *MS Excel* je získán statistický odhad parametrů Vašíčkova modelu, tento proces vychází z metody nejmenších čtverců. Pro ověření statistické významnosti jednotlivých parametrů a statistické významnosti modelu jako celku jsou pro každý dílčí ukazatel provedeny statistické testy významnosti, a to *t*-test a *F*-test. Toto ověření zajistí ověření vhodnosti použitých dílčích ukazatelů pro simulaci ukazatele *EPS*.

4.1.1 Odhad ukazatele rentability tržeb

Jak již bylo uvedeno výše, pro tento ukazatel je z důvodu jeho možnosti vykazovat i záporné hodnoty použit AVM. Parametry modelu jsou zjištěny pomocí nástroje *Data* → *Analýza dat* → *Regrese* v programu *MS Excel*, kde je jako vstupní oblast *Y* zahrnuta souvislá matice změn hodnoty ukazatele $\frac{EAT}{T}$ oproti předchozímu období, tedy minulému

kvartálu. Proměnná $d\left[\left(\frac{EAT}{T}\right)_t - \left(\frac{EAT}{T}\right)_{t-1}\right]$ zde představuje závisle proměnnou.

Nezávisle proměnná v *Regresi* je představována vstupní oblastí *X*, do níž je použita souvislá matice hodnot ukazatele rentability tržeb $\left(\frac{EAT}{T}\right)_{t-1}$.

Na základě výstupů nástroje *Regrese*, jsou propočteny parametry Vašíčkova modelu, viz Tab. 4.1.

Tab. 4.1 Odhad parametrů rentability tržeb

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	$\hat{\sigma}$
0,02726	-1,00275	1	1,00275	0,02718	0,02849

Z Tab. 4.1 vyplývá, že dlouhodobá rovnovážná čtvrtletní hodnota rentability tržeb *b* je rovna výši 0,02718. K této rovnovážné hodnotě se proměnná *ROS* vrací s rychlostí 1,00275, což odpovídá vypočtenému parametru *a*. Hodnota parametru větší než 1 znamená nadproporcionální tendenci přibližování k dlouhodobé rovnováze. K výpočtu směrodatné

odchylky $\hat{\sigma}$ je navíc nutno vypočítat sumu čtverců odchylek, viz vzorec (3.26). Hodnota směrodatné odchylky je pak 0,02849.

Hodnoty spočítané na základě modulu *Regrese* jsou dále použity k odhadu očekávané střední hodnoty ukazatele $\frac{EAT}{T}$, a to dle rovnice (3.19) bez zahrnutí náhodné složky. V Grafu 4.1 je zachyceno srovnání skutečné a odhadované hodnoty ukazatele rentability tržeb. Z grafu je patrné, že odhadovaná výše ukazatele dosahuje téměř konstantní hodnoty dlouhodobé rovnováhy, tento vývoj je zapříčiněn rychlostí přibližování k dlouhodobé rovnováze, tato rychlost je nadproporcionální.

Graf 4.1 Porovnání skutečné a odhadované výše ROS



Na základě výstupů nástroje *Regrese* je také provedeno statistické testování významnosti jednotlivých koeficientů modelu i modelu jako celku. Nejprve je proveden *t*-test, jehož výsledky jsou zachyceny v Tab. 4.2.

Tab. 4.2 *t*-test

Parametr	β_i	t^{krit}	t^{vyp}	α	Hodnota P_{df}	(P1)	(P2)
β_0	0,027	2,329	4,455	0,05	0,0000659	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá
β_1	-1,003	2,329	-6,397	0,05	0,0000001	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Dle provedeného testu jsou oba koeficienty statisticky významné na zvolené hladině významnosti 5 %. Výsledky jsou u obou koeficientů potvrzeny dvojím postupem, prvním (P1) je porovnání t^{vyp} s t^{krit} , kdy u obou koeficientů vychází hodnota t^{vyp}

v absolutní hodnotě větší než t^{krit} . Zamítnutí nulové hypotézy je též potvrzeno postupem (P2), kdy $\text{Hodnota } P_{df} < \alpha$.

Statistická významnost modelu jako celku je potvrzena F -testem, viz Tab. 4.3.

Tab. 4.3 F -test

$F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{\text{krit}}$	$F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{\text{vyp}}$	α	$\text{Hodnota } P_{df_{ESS};df_{RSS}}$	(P3)	(P4)
4,085	40,924	0,05	0,0000001	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Z F -testu je patrné, že $F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{\text{vyp}} > F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{\text{krit}}$, tudíž je možno zamítnout H_0 (P3) a model je tak na zvolené hladině významnosti statisticky významný, tento výsledek je potvrzen také srovnáním (P4), kdy je potvrzeno, že $\text{Hodnota } P_{df_{ESS};df_{RSS}} < \alpha$.

4.1.2 Odhad ukazatele obrát aktiv

Jelikož proměnné vstupující do výpočtu ukazatele obrát aktiv, tržby a aktiva, mohou nabývat pouze kladných hodnot, i výsledný ukazatel dosahuje pouze kladných hodnot. Proto je v následujících propočtech pro jeho analýzu použit GVM.

Při aplikaci modulu *Regrese* v programu *MS Excel* je jako vstupní oblast Y použita matice změn, nyní však jsou použity změny hodnoty ukazatele $\frac{T}{A}$ dělené hodnotou ukazatele v minulém období.

Jako vstupní oblast X, tedy nezávisle proměnná je použita souvislá matice hodnot ukazatele obrátu aktiv $\left(\frac{T}{A}\right)_{t-1}$.

Na základě výstupů nástroje *Regrese*, jsou propočteny parametry Vašíčkova modelu, viz Tab. 4.4.

Tab. 4.4 Odhad parametrů obrátu aktiv

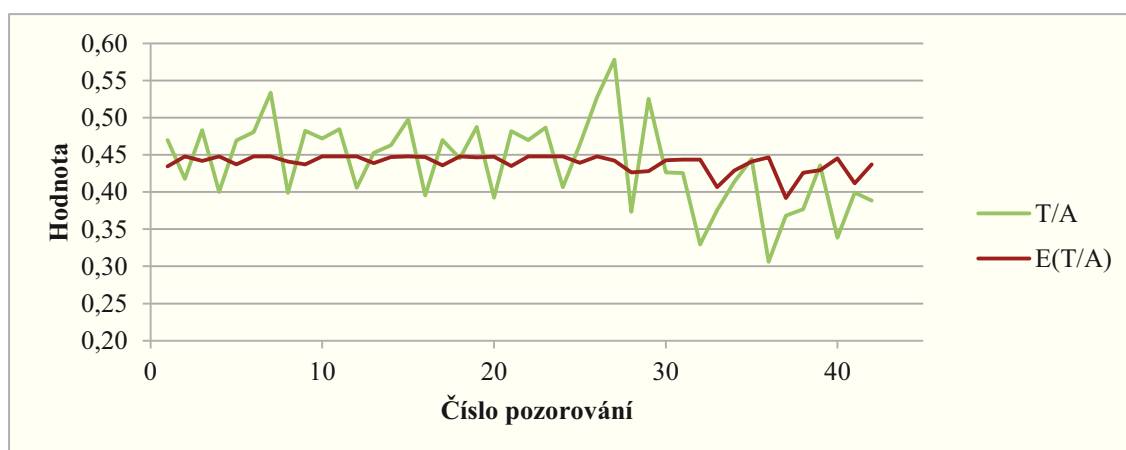
$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	$\hat{\sigma}$
0,89315	-1,99979	1	1,99979	0,44662	0,12475

Z Tab. 4.4 vyplývá, že dlouhodobá rovnovážná čtvrtletní hodnota obrátu tržeb b je rovna výši 0,44662. Rychlost přibližování k této dlouhodobé rovnovážné hodnotě je 1,99979, obdobně jako u ukazatele rentability tržeb i zde vychází nadproporcionální

rychlost přibližování k dlouhodobé rovnováze. Směrodatná odchylka je u ukazatele obratu aktiv rovna hodnotě 0,12475.

Pomocí získaných parametrů je možno určit odhadovanou střední hodnotu ukazatele $\frac{T}{A}$, a to dle rovnice (3.22), bez zahrnutí náhodné složky. Následující Graf 4.2 je porovnáním skutečné a odhadované výše ukazatele obratu aktiv.

Graf 4.2 Porovnání skutečné a odhadované výše Obratu aktiv



Pro verifikaci statistické významnosti získaných koeficientů i modelu jako celku jsou opět provedeny příslušné testy. Výsledky t -testu, ověřujícího statistickou významnost jednotlivých koeficientů jsou uvedeny v Tab. 4.5.

Tab. 4.5 t -test

Parametr	β_i	t^{krit}	t^{vyp}	α	Hodnota P_{df}	(P1)	(P2)
β_0	0,893	2,329	5,879	0,05	0,0000007	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá
β_1	-2,000	2,329	-5,830	0,05	0,0000008	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Obě varianty t -testu (P1) i (P2) potvrdily statistickou významnost koeficientů na 5% hladině významnosti, t^{vyp} v absolutní hodnotě je větší než t^{krit} a také $Hodnota P_{df} < \alpha$.

V Tab. 4.6 je potvrzena statistická významnost modelu jako celku pomocí F -testu.

Tab. 4.6 F-test

$F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{krit}$	$F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{vyp}$	α	Hodnota $P_{df_{ESS};df_{RSS}}$	(P3)	(P4)
4,085	33,988	0,05	0,0000008	H ₀ se zamítá	H ₀ se zamítá

Propočty je ověřeno, že $F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{vyp} > F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{krit}$, což vede k zamítnutí H₀ (P3) a také $Hodnota P_{df_{ESS};df_{RSS}} < \alpha$ (P4), model je tak na zvolené hladině významnosti 5 % statisticky významný.

4.1.3 Odhad ukazatele finanční páky

Pro tento ukazatel je vhodné použít GVM, jelikož jak vstupní veličiny, tak samotný ukazatel nabývají pouze kladných hodnot.

Při použití modulu *Regrese* je jako vstupní oblast Y použita matice změn, v tomto případě jsou použity hodnoty ukazatele $\frac{A}{VK}$ dělené hodnotou ukazatele v minulém období, tedy v minulém kvartálu. Nezávisle proměnnou X zde reprezentuje matice hodnot ukazatele finanční páky $\left(\frac{A}{VK}\right)_{t-1}$.

Dle výstupů modulu *Regrese* jsou určeny parametry geometrického Vašíčkova modelu, které jsou zachyceny v Tab. 4.7.

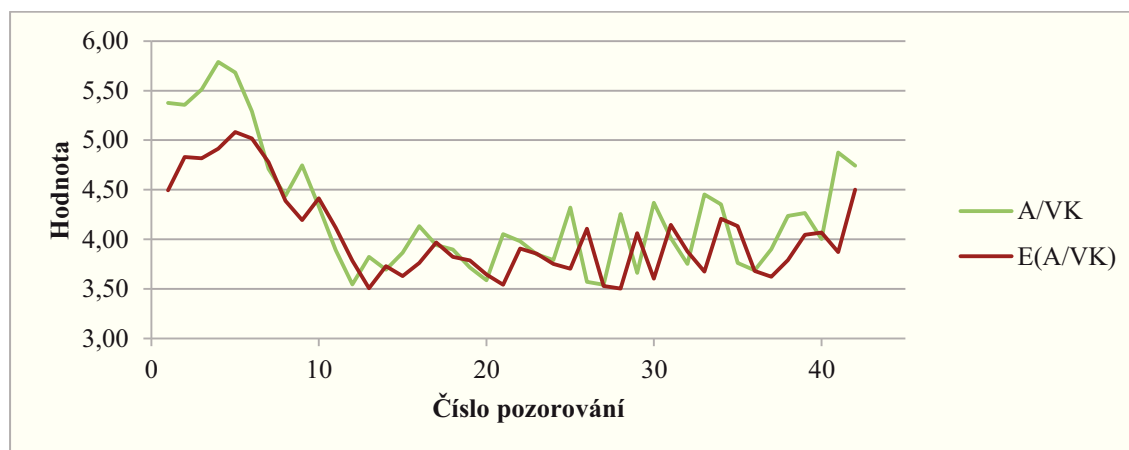
Tab. 4.7 Odhad parametrů obratu aktiv

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	$\hat{\sigma}$
0,21559	-0,04974	1	0,04974	4,33459	0,08981

Dle uvedených výsledků je dlouhodobá rovnovážná čtvrtletní hodnota ukazatele finanční páky b ve výši 4,33459. K této rovnovážné hodnotě se proměnné přibližují s rychlostí a 0,04974, tato rychlost je podproporcionální. Směrodatná odchylka se pohybuje ve výši 0,08981.

Pomocí získaných parametrů je možno určit odhadovanou střední hodnotu ukazatele finanční páky, a to opět dle rovnice (3.22) bez zahrnutí náhodné složky. Následující Graf 4.3 je porovnáním skutečné a odhadované výše ukazatele.

Graf 4.3 Porovnání skutečné a odhadované výše Finanční páky



Obdobně jako u předešlých ukazatelů jsou provedeny testy statistické verifikace, výsledky t -testu jsou uvedeny v následující tabulce.

Tab. 4.8 t -test

Parametr	β_i	t^{krit}	t^{vyp}	α	Hodnota P_{df}	(P1)	(P2)
β_0	0,216	2,329	2,177	0,05	0,035430	H_0 se přijímá	H_0 se zamítá
β_1	-0,050	2,329	-2,161	0,05	0,036702	H_0 se přijímá	H_0 se zamítá

Z Tab. 4.8 vyplývá, že statistická významnost koeficientů byla potvrzena pouze variantou (P2), dle porovnání parametrů t^{vyp} v absolutní hodnotě a t^{krit} (P1) jsou koeficienty na zvolené hladině významnosti 5 % statisticky nevýznamné.

Dle Tab. 4.9 je pomocí F -testu potvrzena statistická významnost modelu jako celku. K zamítnutí nulové hypotézy vedou obě varianty výpočtu, $F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{\text{vyp}} > F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{\text{krit}}$ (P3) a zároveň $Hodnota P_{df_{ESS};df_{RSS}} < \alpha$ (P4), model je tak na zvolené hladině významnosti 5 % statisticky významný.

Tab. 4.9 F -test

$F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{\text{krit}}$	$F_{df_{ESS};df_{RSS}}^{\text{vyp}}$	α	Hodnota $P_{df_{ESS};df_{RSS}}$	(P3)	(P4)
4,085	4,672	0,05	0,036702	H_0 se zamítá	H_0 se zamítá

Jelikož t -test naznačuje statistickou nevýznamnost parametrů, je provedeno porovnání směrodatné odchylky modelu zahrnujícího testované parametry a modelu bez

těchto parametrů. Výsledky jsou uvedeny v Tab. 4.10, z nich je patrné, že se zahrnutím parametrů má model nižší směrodatnou odchylku, tedy menší chybu.

Tab. 4.10 Směrodatné odchylky

$\hat{\sigma}$ modelu včetně parametrů	$\hat{\sigma}$ modelu bez parametrů
0,08981	0,09491

Hodnoty parametrů a a b je tedy vhodnější zachovat, i když výsledky t -testu nejsou příznivé. Hodnoty parametrů jsou poměrně nízké, jejich vliv na výslednou očekávanou hodnotu je spíše nižší, v souladu s tímto tvrzením se vyvíjí výše konstruovaný Graf 4.3, z něhož je patrné, že odhadovaná výše ukazatele finanční páky kopíruje vývoj ukazatele v předchozím období. Vývoj ukazatele se tímto blíží naivní teorii predikce, podle níž vývoj budoucích hodnot závisí pouze na současné hodnotě.

4.1.4 Odhad ukazatele podíl vlastního kapitálu k počtu akcií

Pro odhad ukazatele podílu vlastního kapitálu k počtu akcií je využit GVM, protože tento ukazatel dosahuje pouze kladných hodnot.

Při aplikaci modulu *Regrese* v je jako vstupní oblast Y použita matice změn, v tomto případě jsou použity hodnoty ukazatele $\frac{VK}{PA}$ dělené hodnotou ukazatele v minulém období. Jako vstupní oblast X je použita souvislá matice hodnot ukazatele obratu aktiv $\left(\frac{VK}{PA}\right)_{t-1}$.

Na základě výstupů modulu *Regrese*, jsou propočteny parametry Vašíčkova modelu, viz Tab. 4.11.

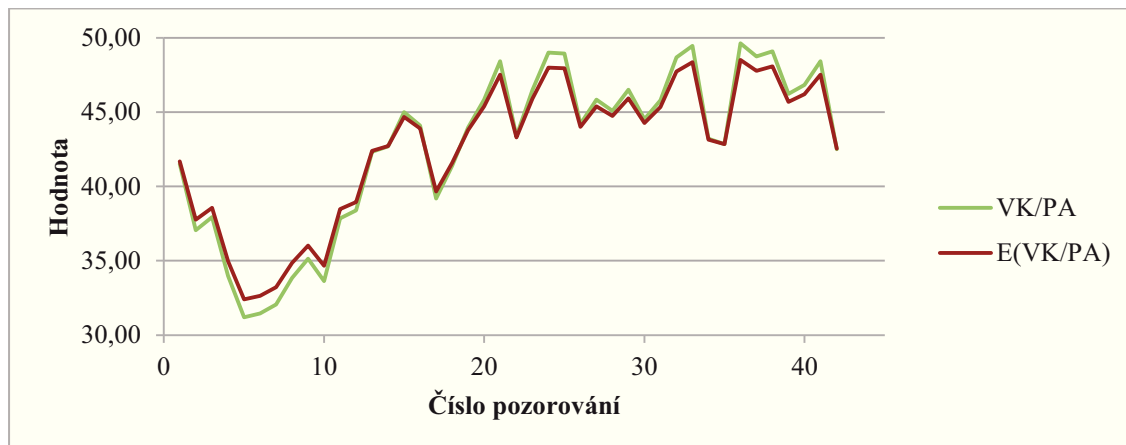
Tab. 4.11 Odhad parametrů podílu VK a počtu akcií

$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Δt	a	b	$\hat{\sigma}$
0,14551	-0,00332	1	0,00332	43,79903	2,90306

Dlouhodobá rovnovážná čtvrtletní hodnota ukazatele b je rovna 43,79903. K této dlouhodobé rovnovážné hodnotě se ukazatel přibližuje s rychlostí 0,00332, která je svou velikostí menší než 1, jedná se tedy o podproporcionální rychlost. Směrodatná odchylka

ukazatele je rovna hodnotě 2,90304. V následujícím Grafu 4.4 je zachyceno srovnání skutečné a odhadované výše ukazatele.

Graf 4.4 Porovnání skutečné a odhadované výše Podílu VK k počtu akcií



Pro ověření statistické významnosti koeficientů modelu a modelu jako celku jsou provedeny t -test a F -test.

Výsledky t -testu jsou uvedeny v Tab. 4.12, z těchto výsledků vyplývá, že koeficienty jsou na zvolené hladině významnosti 5 % statisticky nevýznamné, a to dle obou variant výpočtů, které vedou k přijetí nulové hypotézy.

Tab. 4.12 t -test

Parametr	β_i	t^{krit}	t^{vyp}	α	Hodnota P_{df}	(P1)	(P2)
β_0	0,146	2,329	1,790	0,05	0,080959	H_0 se přijímá	H_0 se přijímá
β_1	-0,003	2,329	-1,759	0,05	0,086311	H_0 se přijímá	H_0 se přijímá

V Tab. 4.13 jsou uvedeny F -testu, který při použití obou variant výpočtu vede k přijetí nulové hypotézy prezentující statistickou nevýznamnost modelu jako celku.

Tab. 4.13 F -test

$F^{\text{krit}}_{df_{ESS}; df_{RSS}}$	$F^{\text{vyp}}_{df_{ESS}; df_{RSS}}$	α	Hodnota $P_{df_{ESS}; df_{RSS}}$	(P3)	(P4)
4,085	3,092	0,05	0,086311	H_0 se přijímá	H_0 se přijímá

Dle výsledků jednotlivých testů jsou parametry modelu i model jako celek statisticky nevýznamné. Pro rozhodnutí o zachování hodnot vypočítaných parametrů nebo jejich nahrazení nulou je opět provedeno porovnání směrodatných odchylek modelů s nebo bez parametrů. Hodnoty směrodatných odchylek jsou uvedeny níže.

Tab. 4.14 Směrodatné odchylky

$\hat{\sigma}$ modelu včetně parametrů	$\hat{\sigma}$ modelu bez parametrů
0,06563	0,06731

Z Tab. 4.14 je patrné, že směrodatná odchylka je v případě modelu zahrnujícího vypočítané hodnoty parametrů nižší, tudíž je vhodnější zachovat hodnoty parametrů a a b .

4.2 Korelace reziduí

Pro následnou predikci ukazatele EPS je nutno propočítat korelační koeficienty mezi dílčími vysvětlujícími ukazateli, které jsou prvky pyramidového rozkladu ukazatele EPS . Pro získání koeficientů je možno užít nástroje *Analýza dat* \rightarrow *Korelace*, jejímž výstupem je korelační matice, v ní jsou zachyceny všechny možné kombinace korelace mezi vysvětlujícími finančními ukazateli. Jako vstupní oblast pro výpočet korelační matice je užita matice reziduí sestávající se z reziduí jednotlivých ukazatelů, viz Příloha č. 2. Rezidua jsou počítána dle vzorce (3.26).

Korelační matice je zachycena v Tab. 4.15.

Tab. 4.15 Korelační matice

	EAT/T	T/A	A/VK	VK/PA
EAT/T	1			
T/A	0,025	1		
A/VK	0,168	0,412	1	
VK/PA	0,181	0,428	0,992	1

Z korelační matice je patrné, že mezi vysvětlujícími ukazateli existuje pouze pozitivní korelace, protože všechny korelační koeficienty jsou vyšší než 0. Nejnížší vzájemná statistická závislost existuje mezi ukazateli obrát aktiv a rentabilita tržeb, a to ve výši 0,025, ukazatele se tak vyvíjejí stejným směrem, ale v nízké vzájemné závislosti.

Naopak nejvyšší přímá lineární závislost je mezi ukazateli A/VK a VK/PA , kdy tato závislost je téměř rovna 1, proměnné jsou tak silně pozitivně korelovány, což napovídá o jejich velmi podobném vývoji. V případě nárůstu ukazatele finanční páky tak dojde také k růstu ukazatele podílu vlastního kapitálu na počtu akcií.

4.3 Kovarianční a Choleskeho matice

Pomocí kovariance lze určit statistickou závislost mezi proměnnými, obdobně jako v případě korelace. Sestrojením kovarianční matice je však možno pokračovat k sestrojení Choleskeho matice vstupující do propočtů simulace zvoleného ukazatele. Kovarianční matici lze sestavit pomocí modulu *Analýza dat* → *Kovariance*, jako vstupní oblast pro výpočet kovarianční matice je použita matice reziduí, opět viz Příloha č. 2. Kovarianční matice je zobrazena v Tab. 4.16.

Tab. 4.16 Kovarianční matice

	EAT/T	T/A	A/VK	VK/PA
EAT/T	0,0008	0,0001	0,0035	0,0345
T/A	0,0001	0,0186	0,0405	0,3881
A/VK	0,0035	0,0405	0,5191	4,7481
VK/PA	0,0345	0,3881	4,7481	44,1775

Z Tab. 4.16 obdobně jako v případě korelační matice vyplývá nejsilnější vztah mezi ukazateli finanční páky a podíl vlastního kapitálu ku počtu akcií. Z prvků kovarianční matice je sestrojena horní trojúhelníková Choleskeho matice P , viz Tab. 4.17.

Tab. 4.177 Choleskeho matice

	EAT/T	T/A	A/VK	VK/PA
EAT/T	0,0286	0,0034	0,1209	1,2042
T/A		0,1364	0,2935	2,8146
A/VK			0,6467	5,8389
VK/PA				6,0129

4.4 Rovnice vysvětlujících ukazatelů

Na základě výše provedených odhadů jednotlivých vysvětlujících ukazatelů je možno shrnout hodnoty parametrů jejich modelů. Ukazatel rentability tržeb se vyvíjí podle aritmetického Vašíčkova modelu, ostatní ukazatele se vyvíjejí z důvodu dosahovaných

pouze kladných hodnot podle geometrického Vašíčkova modelu. Parametry jednotlivých modelů jsou uvedeny v následující tabulce.

Tab. 4.18 Parametry modelů

	Parametry transformované		Parametry původní				Proces
Ukazatel	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	a	b	$\hat{\sigma}$	Δt	
<i>EAT/T</i>	0,02726	-1,00275	1,00275	0,02718	0,02849	1	AVM
<i>T/A</i>	0,89315	-1,99979	1,99979	0,44662	0,12475	1	GVM
<i>A/VK</i>	0,21559	-0,04974	0,04974	4,33459	0,08981	1	GVM
<i>VK/PA</i>	0,14551	-0,00332	0,00332	43,79903	0,06563	1	GVM

V Tab. 4.18 jsou uvedeny parametry jednotlivých modelů a a b , směrodatné odchylky σ a parametr Δt , jehož hodnota je vždy rovna 1, a to z toho důvodu, že jsou vždy užita kvartální data a též změny mezi hodnotami jsou čtvrtletní.

Na základě uvedených parametrů jednotlivých modelů bude moci být provedena simulace Monte Carlo, před tímto krokem jsou pro přehlednost uvedeny rovnice modelů, podle nichž se vyvíjejí jednotlivé vysvětlující ukazatele vrcholového ukazatele zisk na akcii. Tyto rovnice vycházejí z předem definovaných rovnic (3.20) a (3.23), definujících jednotlivé procesy a jsou v nich zahrnuty parametry z Tab. 4.18.

Ukazatel *rentability tržeb* se vyvíjí podle AVM, tento proces lze dopočítanými parametry specifikovat následovně,

$$\frac{EAT}{T}_t = \frac{EAT}{T}_{t-1} + 1,00275 \cdot \left(0,002718 - \frac{EAT}{T}_{t-1} \right) + 0,002849 \cdot \tilde{z} \cdot . \quad (4.1)$$

Ostatní ukazatele se vyvíjejí podle GVM, mezi nimi ukazatel *obratu aktiv*, jehož rovnice vývoje je následující,

$$\frac{T}{A}_t = \frac{T}{A}_{t-1} + 1,99979 \cdot \left(0,44662 - \frac{T}{A}_{t-1} \right) \cdot \frac{T}{A}_{t-1} + 0,12475 \cdot \tilde{z} \cdot \frac{T}{A}_{t-1} \cdot \quad (4.2)$$

U ukazatele *finanční páky* po vyhodnocení všech skutečností byly zachovány vypočítané parametry, rovnice vývoje řídicího se GVM je následující,

$$\frac{A}{VK}_t = \frac{A}{VK}_{t-1} + 0,04974 \cdot \left(4,33459 - \frac{A}{VK}_{t-1} \right) \cdot \frac{A}{VK}_{t-1} + 0,08981 \cdot \tilde{z} \cdot \frac{A}{VK}_{t-1} \cdot \quad (4.3)$$

U ukazatele *podílu VK na počtu akcií* bylo postupováno obdobně jako u předchozího ukazatele, vývoj dle GVM je následující,

$$\frac{VK}{PA_t} = \frac{VK}{PA_{t-1}} + 0,00332 \cdot \left(43,77903 - \frac{VK}{PA_{t-1}} \right) \cdot \frac{VK}{PA_{t-1}} + 0,06563 \cdot \tilde{z} \cdot \frac{VK}{PA_{t-1}}. \quad (4.4)$$

4.5 Simulace EPS za předpokladu normality reziduí

Následující podkapitola obsahuje predikci ukazatele výkonnosti na následujících pět období, přičemž výchozím obdobím je den 30. září 2012, k němuž jsou známa poslední data vstupující do výpočtu. Predikce je provedena pro poslední kvartální období roku 2012 a dále pak pro všechny čtvrtletí roku 2013. K predikci hodnot ukazatele EPS je užita simulace Monte Carlo a je počítáno se zjednodušujícím předpokladem o normalitě reziduí.

4.5.1 Simulace EPS pro nadcházející čtvrtletí

Nejdříve jsou generována náhodná čísla, pomocí nich jsou dle definovaných rovnic (4.1 až 4.4) simulovány možné hodnoty ukazatelů tvořících pyramidový rozklad ukazatele EPS, z nich jsou poté vypočítány možné hodnoty vrcholového ukazatele.

Nejprve je užito nástroje *Analýza dat* → *Generátor pseudonáhodných čísel*, pomocí kterého jsou generována náhodná čísla \tilde{z} z rozdělení $N(0;1)$. Pro dostatečnou statistickou věrohodnost je generováno 5 000 scénářů, pro každou z těchto řad pokusů jsou generována 4 náhodná čísla, a to z toho důvodu, že jsou odhadovány 4 dílčí ukazatele.

Pomocí funkce TRANSPOZICE jsou generovaná data převedena do sloupců a poté jsou pomocí funkce SOUČIN.MATIC vynásobena s Choleskeho maticí. Po vynásobení jsou v náhodně generovaných číslech zakomponovány statistické závislosti mezi rezidui dílčích ukazatelů. Dle dříve definovaných rovnic vysvětlujících ukazatelů jsou propočteny odhady dílčích ukazatelů. Jakožto výchozí hodnoty jsou použity poslední známé velikosti ukazatelů propočítané z dat k 30.9.2012, vstupní hodnoty jsou uvedeny v Tab. 4.19.

Tab. 4.19 Vstupní hodnoty

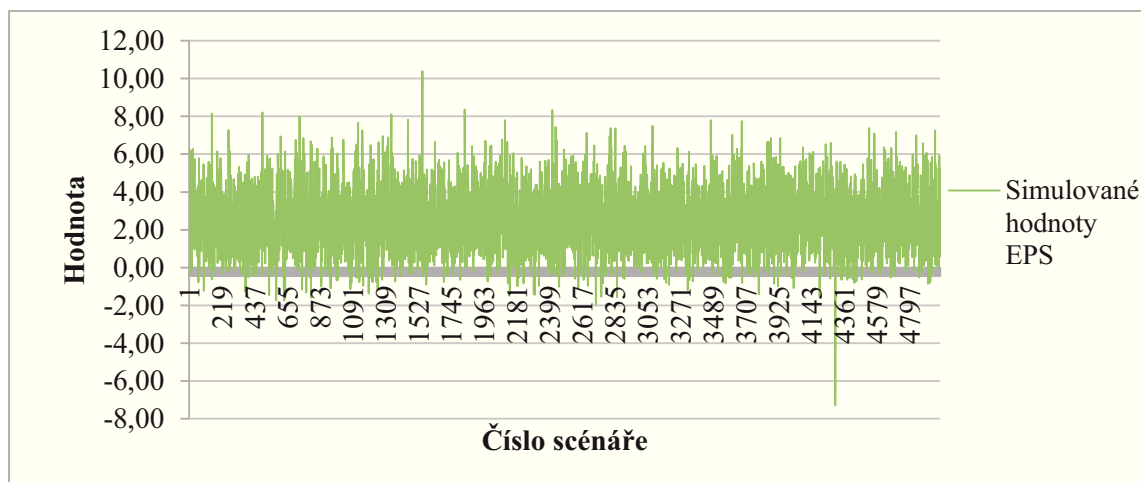
Ukazatel	Výchozí hodnota
<i>EAT/T</i>	0,03390
<i>T/A</i>	0,38835
<i>A/VK</i>	4,74390
<i>VK/PA</i>	44,09853

Po získání simulace 5 000 scénářů možného vývoje jednotlivých finančních dílčích ukazatelů je možno přistoupit k poslednímu kroku, a to k propočtu vrcholového ukazatele zisk na akcii. Vynásobením simulovaných hodnot dílčích ukazatelů, a to dle vzorce (3.8) vzniklo 5 000 scénářů možného vývoje ukazatele *EPS* v následujícím kvartálním období roku 2012.

Pro přesnější interpretaci výsledných scénářů vývoje vrcholového ukazatele jsou spočteny charakteristiky simulovaného souboru, jako jsou střední hodnota, směrodatná odchylka, *VaR* 5 % a *VaR* 10 %, také je zkoumáno rozdělení pravděpodobnosti simulovaného ukazatele.

V následujícím Grafu 4.5 jsou zobrazeny odhadované hodnoty ukazatele zisk na akcii v nadcházejícím čtvrtletí, tedy ve 4. čtvrtletí r. 2012, uvedeno je všech 5 000 simulovaných scénářů možného vývoje ukazatele. Číslo scénáře je zachyceno na ose *x*, na ose *y* jsou pak uvedeny simulované hodnoty ukazatele. Dle simulace by ukazatel ve 4. čtvrtletí r. 2012 mohl dosáhnout nejnižší hodnoty – 7,28 a nejvyšší hodnoty 10,40.

Graf 4.5 Hodnoty simulovaného vývoje *EPS* pro 4. čtvrtletí 2012



Střední hodnota historických a simulovaných hodnot ukazatele zisk na akcii je společně se směrodatnou odchylkou obou souborů dat uvedena v následující Tab. 4.20.

Tab. 4.20 Střední hodnota a směrodatná odchylka

Ukazatel	<i>E (EPS)</i>	σ
<i>EPS historický</i>	2,0509	2,0898
<i>EPS simulovaný</i>	2,5410	1,5790

Střední hodnota simulovaného souboru dat je ve výši 2,5410, což znamená, že v průměru bude hodnota ukazatele zisk na akcii v příštím čtvrtletí dosahovat hodnoty 2,5410 SEK na akcii. Od této střední hodnoty se odhadované hodnoty odchylují $\pm 1,5790$ SEK/akcii. Z Tab. 4.20 je patrné zvýšení střední hodnoty simulovaného souboru oproti historickým datům, avšak současné snížení hodnoty směrodatné odchylky, model tak vykazuje nižší hodnoty odchýlení od střední hodnoty.

Tab. 4.21 Value at Risk

$VaR_{5\%}$	$VaR_{10\%}$
- 0,0880	- 0,6005

V Tab. 4.21 jsou uvedeny hodnoty *Value at Risk* na hladině pravděpodobnosti 5 % a 10 %. Těchto hodnot bylo dosaženo seřazením simulovaných hodnot ukazatele podle velikosti a dále pak výběrem hodnot VaR_{α} odpovídajících následujícímu vztahu,

$$n = \alpha \cdot N, \quad (4.5)$$

kde n je uspořádané číslo příslušného pokusu, za α bylo dosazeno postupně 0,05 a 0,10 a za N pak 5 000, což je počet odhadnutých hodnot ukazatele zisk na akcii. Získaná hodnota je převedena na její zápornou hodnotu.

Z výsledků vyplývá, že s pravděpodobností 5 % bude predikovaná ztráta na akcii větší nebo rovna hodnotě $- 0,0880$ SEK/akcii, nebo že bude zisk menší nebo roven částce $0,0880$ SEK/akcie. Na hladině významnosti 10 % bude hodnota VaR , tedy ztráty větší nebo rovna $- 0,6005$ SEK/akcii, což lze také interpretovat tak, že zisk na akcii bude s pravděpodobností 10 % menší nebo roven $0,6005$ SEK/akcii.

Rozdělení pravděpodobnosti odhadovaného vývoje sledovaného ukazatele zisk na akcii ve 4. kvartálu r. 2012 je možno zjistit v *MS Excel* pomocí funkce $\text{\texttt{\text{ČETNOSTI(Data;Hodnoty)}}$, pomocí této funkce lze následně zobrazit pravděpodobnostní rozložení simulovaných hodnot. Pro využití funkce $\text{\texttt{\text{ČETNOSTI}}}$ je nutno nejprve odhadované hodnoty *EPS* seřadit podle velikosti, vyselektovat nejnižší a nejvyšší odhadovanou hodnotu pomocí funkcí $\text{\texttt{\text{MIN}()}}$ a $\text{\texttt{\text{MAX}()}}$ a mezi tyto odhadované hodnoty určit meze dílčích intervalů souboru. Meze intervalů vychází z ekvidistantního intervalu určeného pro dvacet dílčích intervalů. Po určení mezí intervalů je již možno využít funkci $\text{\texttt{\text{ČETNOSTI(Data;Hodnoty)}}$, kde *Data* představují odhadované hodnoty *EPS* a *Hodnoty*

jsou meze zvolených intervalů. Požadované pravděpodobnostní rozložení simulovaného souboru je zachyceno v Tab. 4.22.

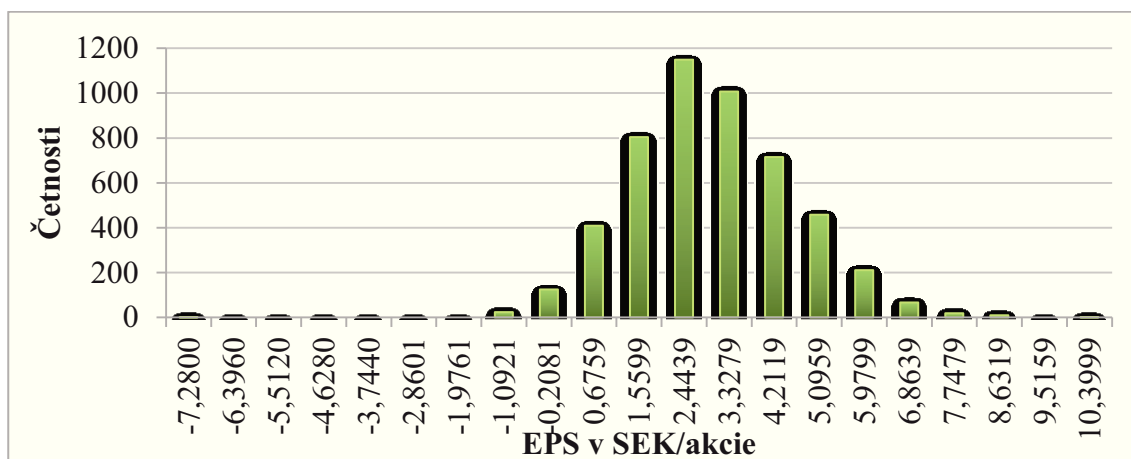
Tab. 4.22 Četnosti

	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	Pravděpodobnost
min	-7,2800	1	0,02%
	-6,3960	0	0,00%
	-5,5120	0	0,00%
	-4,6280	0	0,00%
	-3,7440	0	0,00%
	-2,8601	0	0,00%
	-1,9761	0	0,00%
	-1,0921	24	0,48%
	-0,2081	125	2,50%
	0,6759	409	8,18%
	1,5599	804	16,08%
	2,4439	1149	22,98%
	3,3279	1007	20,14%
	4,2119	715	14,30%
	5,0959	458	9,16%
	5,9799	211	4,22%
	6,8639	67	1,34%
	7,7479	19	0,38%
	8,6319	10	0,20%
	9,5159	0	0,00%
max	10,3999	1	0,02%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistantní interval		0,8840

Jak již bylo zmíněno výše, nejnižší hodnota v simulovaném souboru dat je – 7,2800 SEK/akcii, nejvyšší pak 10,3999 SEK/akcii, ekvidistantní interval pro 20 mezí intervalů je ve výši 0,8840 SEK/akcii. Z propočítaných intervalů se v intervalu (1,5599;2,4439) vyskytují odhadované hodnoty *EPS* nejčastěji, vyskytují se v tomto intervalu s pravděpodobností 22,98 %, ze simulovaných 5 000 hodnot se jich v tomto intervalu objevuje 1149. Hodnota *EPS* tak bude s nejvyšší pravděpodobností ve 4. kvartálu roku 2012 dosahovat výše z tohoto intervalu (1,5599;2,4439).

Hustota pravděpodobnosti očekávaných hodnot ukazatele *EPS* je zachycena v Grafu 4.6.

Graf 4.6 Rozdělení pravděpodobnosti EPS pro 4. čtvrtletí r. 2012



4.5.2 Simulace EPS pro čtvrtletí roku 2013

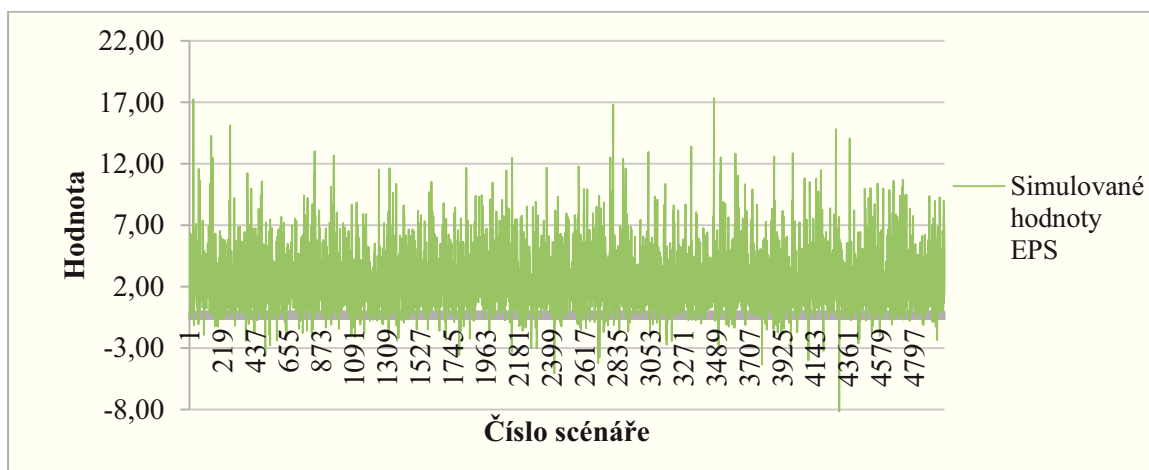
Predikce ukazatele pro další období je obdobná jako v případě predikce na 4. kvartál roku 2012, rozdíl spočívá ve vstupních hodnotách. Při simulaci, kdy jsou známa skutečná historická data se tato použijí jako vstupní veličiny pro všechny odhadované scénáře, pokud již však tyto údaje známy nejsou, použijí se data simulovaná, a to tak, že pro každý nový scénář se použije jako vstupní veličina hodnota scénáře předchozího období.

V případě predikce EPS na období 1. kvartálu roku 2013 je nutné před odhadem dílčích finančních ukazatelů znovu použít nástroje *Analýza dat* → *Generátor pseudonáhodných čísel* a pomocí něho generovat náhodná čísla \tilde{z} z normálního rozdělení $N(0;1)$. Pro zahrnutí vzájemných závislostí mezi dílčími ukazateli je nutno náhodná čísla opět vynásobit Choleskeho maticí P .

Poté jsou jednotlivé odhady dílčích ukazatelů propočteny obdobně jako v případě předchozí simulace, jen jsou užity odlišné vstupní hodnoty. Ukazatel rentability tržeb je počítán pomocí rovnice AVM, ukazatele obratu aktiv, finanční páky a podílu vlastního kapitálu na počtu akcií jsou simulovány podle GVM. Vstupní parametry jednotlivých modelů jsou zachovány a jsou tedy shodné s Tab. 4.18.

Pronásobením simulovaných dílčích ukazatelů vznikne predikce vrcholového ukazatele. Výsledných 5 000 možností vývoje ukazatele EPS je zachyceno v Grafu 4.7.

Graf 4.7 Simulace EPS na 1. čtvrtletí 2013



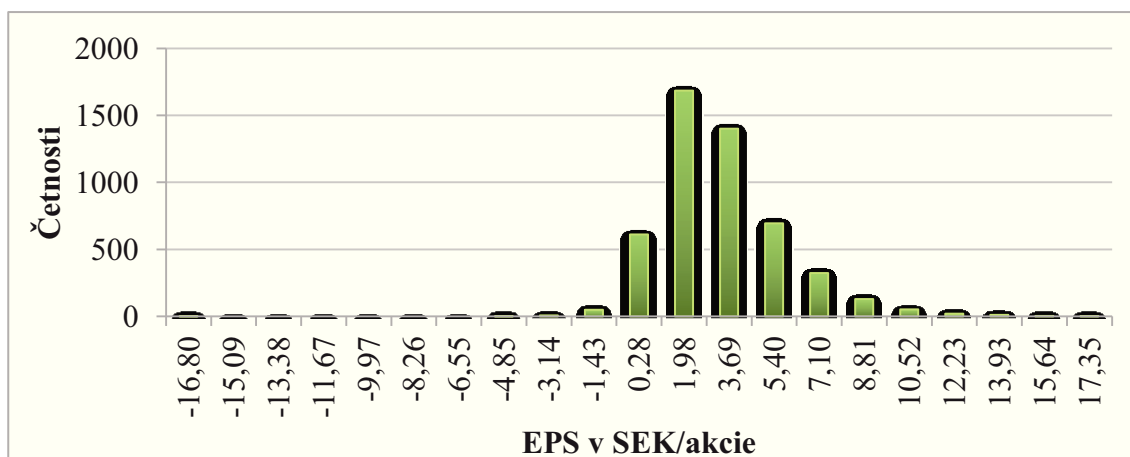
V Tab. 4.23 jsou uvedeny charakteristiky *EPS* predikovaného na druhé období, od střední hodnoty ve výši 2,5176 se hodnoty odchylují o $\pm 2,3589$ SEK/akcii. Predikovaná ztráta na hladině významnosti 5 % bude větší nebo rovna hodnotě 0,2866, neboli predikovaná hodnota ukazatele bude s pravděpodobností 5 % menší nebo rovna hodnotě $-0,2866$ SEK/akcii. S pravděpodobností 10 % bude predikovaná ztráta větší nebo rovna hodnotě $-0,0754$ SEK/akcii, neboli zisk bude menší nebo roven $0,0754$ SEK/akcii.

Tab. 4.23 Charakteristiky predikovaného *EPS*

Ukazatel	$E(EPS)$	σ	$Var_{5\%}$	$Var_{10\%}$
<i>EPS simulované</i>	2,5176	2,3589	0,2866	$-0,0754$

V Grafu 4.8 je uveden predikovaný výskyt ukazatele v jednotlivých intervalech.

Graf 4.8 Četnosti pro *EPS* predikované na 2. období



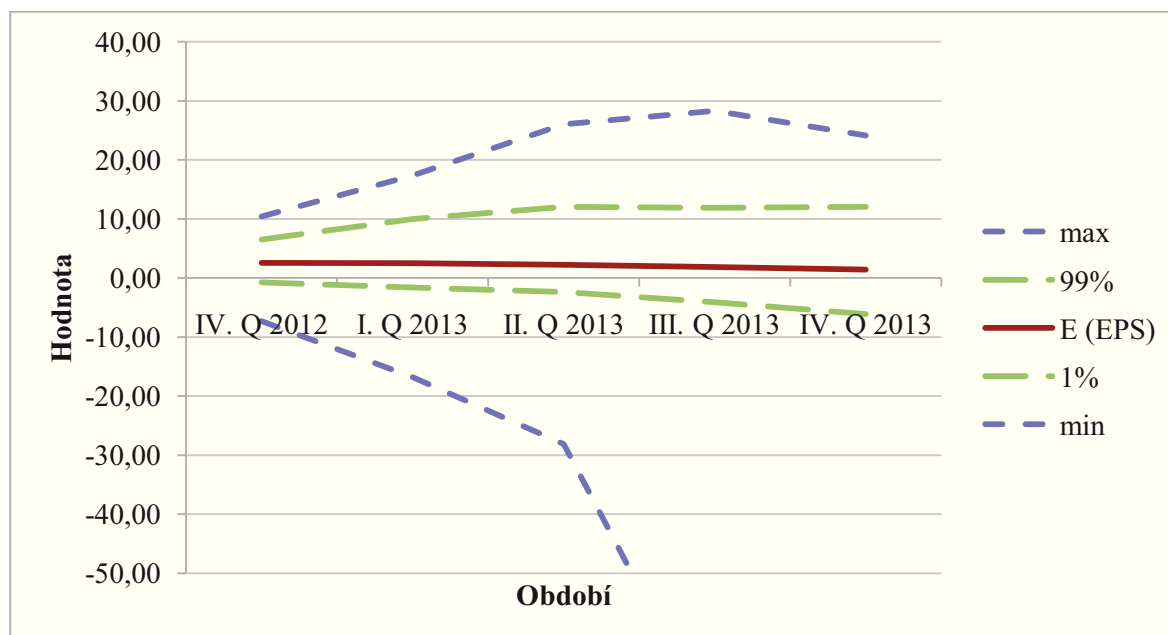
Charakteristika celého souboru predikovaných hodnot EPS vychází ze skutečnosti, že celkem je provedena predikce ukazatele zisk na akcii na pět nadcházejících období, tedy na poslední čtvrtletí roku 2012 a na následující kvartální období celého roku 2013. Pro každou simulaci čtvrtletních hodnot je užit výše specifikovaný postup, pro každé čtvrtletí je sestrojeno rozdělení pravděpodobnosti zahrnující specifikaci intervalů a četností odhadovaných hodnot v daných intervalech. Souhrnný přehled četností dat pro jednotlivá čtvrtletí je uveden v Příloze č. 3.

V následující Tab. 4.24 jsou zachyceny charakteristiky jednotlivých predikovaných scénářů, v Grafu 4.9 je uvedeno rozložení predikovaného EPS, včetně minimálních a maximálních predikovaných hodnot.

Tab. 4.24 Charakteristiky souboru

Ukazatel	$E (EPS)$	σ	$VaR_{5\%}$	$VaR_{10\%}$
EPS 1	2,5410	1,5790	- 0,0880	- 0,6005
EPS 2	2,5176	2,3589	0,2866	- 0,0754
EPS 3	2,2294	2,8054	0,6849	0,1304
EPS 4	1,8742	3,1369	1,0814	0,3376
EPS 5	1,3960	8,0166	1,5061	0,5172

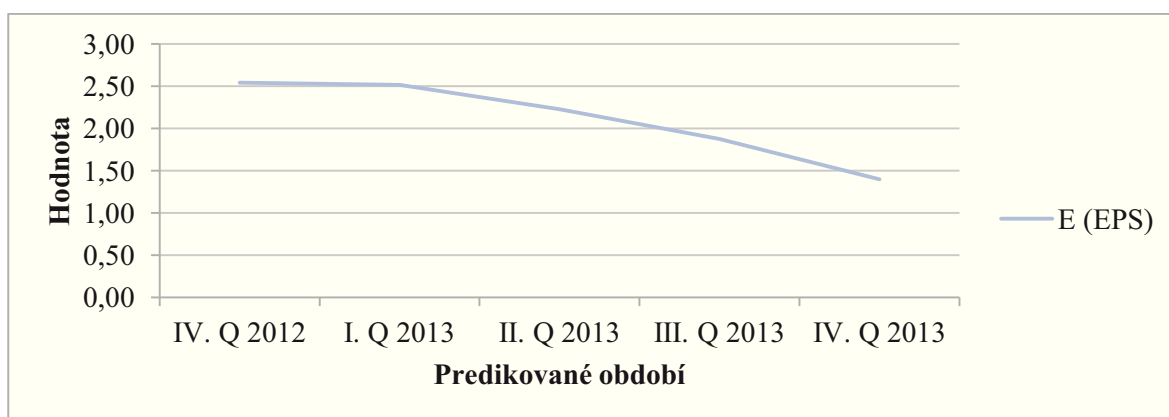
Graf 4.9 Rozložení EPS



Z Tab. 4.24 i Grafu 4.10 je patrný pokles střední hodnoty EPS. Pokles střední hodnoty pravděpodobně souvisí také s výsledky finanční analýzy, kdy ukazatel rentability

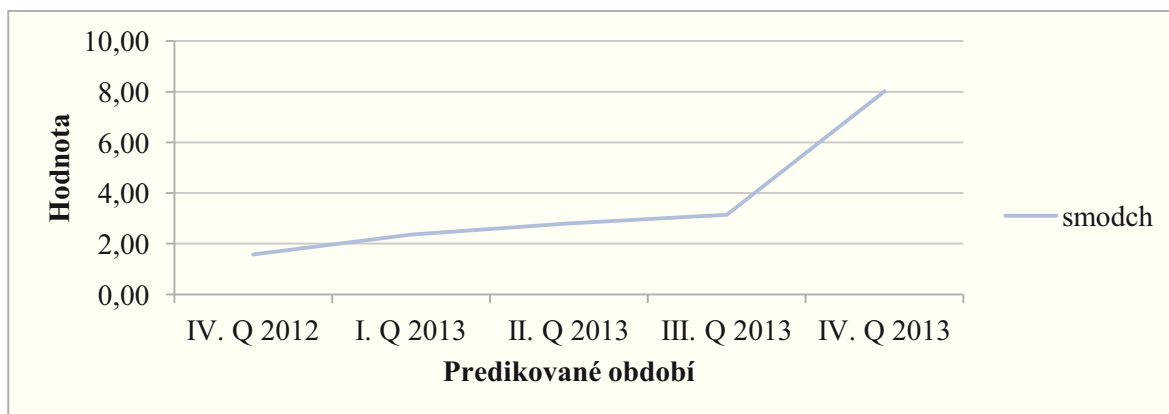
tržeb sice v minulosti zaznamenal pozitivní rostoucí trend, ukazatel obratu aktiv se však zhoršoval, u ukazatele finanční páky docházelo ke kolísání. Ve společnosti v posledních letech navíc docházelo ke zhoršování situace finanční stability a zadluženosti. Je potřeba zdůraznit, že ve všech obdobích je predikovaná hodnota *EPS* kladná.

Graf 4.10 Odhadovaná střední hodnota ukazatele *EPS*



Rostoucí trend má volatilita odhadovaných hodnot, výrazný je přírůstek směrodatné odchylky v posledním predikovaném období, viz Graf 4.11. Rostoucí trend je důsledkem skutečnosti, že s prodlužováním horizontu predikce roste možnost odchylky skutečné hodnoty od hodnoty předpovězené, roste riziko chyby předpovědi.

Graf 4.11 Odhadovaná směrodatná odchylka ukazatele *EPS*



4.6 Simulace EPS s užitím metody inverzní transformace

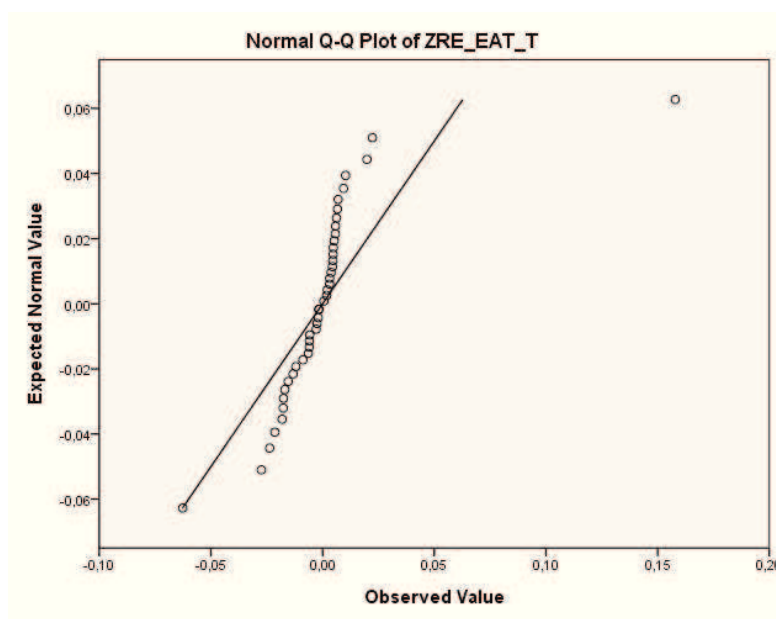
V následující podkapitole je znovu provedena predikce ukazatele *EPS* na následujících 5 čtvrtletí s výchozím obdobím 30. září 2012. Užita je simulace Monte Carlo, nejprve je však otestován předpoklad normality reziduí dílčích ukazatelů. Pro simulaci ukazatelů s rezidui nevyvíjejícími se podle normálního rozdělení je použita metoda inverzní transformace.

4.6.1 Testování normality reziduí

V předchozích kapitolách bylo vycházeno z předpokladu normality reziduí, což jinými slovy znamená, že bylo předpokládáno, že náhodná složka dílčích vysvětlujících ukazatelů má normální rozložení s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem ve výši jedné. Tento předpoklad lze ověřit pomocí grafických testů, např. Q-Q grafu, který je možno sestavit použitím programu SPSS, pomocí nástroje deskriptivní statistiky, kam je nutno zadat rezidua ukazatele.

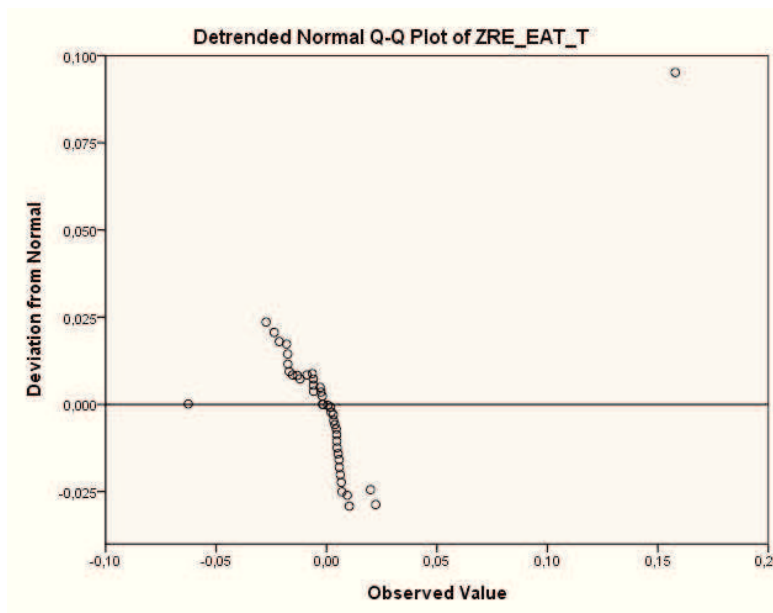
V Grafu 4.12 je uveden Q-Q graf pro ukazatel rentability tržeb, kde na ose x jsou znázorněny empirické hodnoty reziduí ukazatele a na ose y pak očekávané hodnoty podle normálního rozložení. V grafu jsou tedy srovnány hodnoty empirické s hodnotami odpovídajícími normálnímu rozdělení, empirické hodnoty se od teoretických odchylují na obě strany.

Graf 4.12 Q-Q plot



Z Grafu 4.13 je patrné, že velikost odchylek od normálního rozdělení se pohybuje do velikosti +/- 0,025, což jsou hodnoty poměrně nízké.

Graf 4.13 Q-Q plot velikost



Pro ověření hypotézy nevýznamné odlišnosti od očekávaných hodnot normálního rozdělení slouží také Kolmogorov-Smirnovův test, jehož výsledky jsou zobrazeny v Tab. 4.25.

Tab. 4.25 K-S test

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test			ZRE EAT T
N			42
Normal Parameters ^{a,b}	Mean		,0000
	Std. Deviation		,02884
Most Extreme Differences	Absolute		,289
	Positive		,289
	Negative		-,170
Kolmogorov-Smirnov Z			1,873
Asymp. Sig. (2-tailed)			,002

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

Porovnáním hodnoty Asymp. Sig., nebo-li α^{ryp} a hladiny významnosti α^{krit} 5 % je možno dojít k závěrů, že na této hladině významnosti je $\alpha^{ryp} < \alpha^{krit}$, což vede k zamítnutí

nulové hypotézy o shodnosti teoretické a empirické distribuční funkce, v modelu tak není normální rozdělení reziduí.

Výsledkem testů je závěr, že se skutečné hodnoty od očekávaných odchylují, proto bude pro zpřesnění predikce *EPS* v následujících podkapitolách užito metody inverzní transformace pro ukazatel rentability tržeb. Výsledky testů normality reziduí ostatních dílčích ukazatelů jsou uvedeny v Příloze č. 4, dle těchto výsledků se rezidua ostatních ukazatelů vyvíjejí podle normálního rozdělení, postup inverzní transformace proto pro ně není nutno použít.

4.6.2 Simulace *EPS* na 5 čtvrtletí

Použití inverzní transformace umožňuje zpřesnit generování náhodných čísel tak, že za pomoci vygenerovaných hodnot z rovnoměrného rozdělení je možno získat hodnoty z požadovaného rozdělení pravděpodobnosti. V tomto případě je požadovaným rozdělením pravděpodobnosti rozložení specifické pro rezidua dílčího ukazatele rentability tržeb.

Předpokladem pro možnost sestavení požadovaného pravděpodobnostního rozdělení je skutečnost, že distribuční funkce jsou neklesající, proto mezi distribuční funkcí a náhodnými čísly rovnoměrného rozdělení z intervalu $[0;1]$ existuje vzájemně jednoznačné přiřazení.

Simulace vývoje ukazatele *EPS* je obdobná dříve užitému postupu, na začátku jsou však generována pro ukazatel *ROS* náhodná čísla r z rovnoměrného rozdělení a těmto je za použití funkce `VVYHLEDAT(hledat;tabulka;řádek;typ)` přiřazena hodnota s z pravděpodobnostního rozložení reziduí ukazatele *ROS*. Přičemž *hledat* označuje ve funkci vygenerovanou náhodnou veličinu z rovnoměrného rozdělení, *tabulka* je odkazem na tabulku kumulovaných pravděpodobností a k tomu příslušných intervalů reziduí, *řádek* označuje řádek s intervaly a *typ* označuje skutečnost, že je hledána hodnota odpovídající daným podmínkám, tudíž je *typ* specifikován výrazem PRAVDA.

Výsledné statistické charakteristiky predikovaných hodnot *EPS* v následujících pěti čtvrtletích jsou uvedeny v Tab. 4.26. Četnosti výskytu predikovaných hodnot v intervalech jsou uvedeny v Příloze č. 5.

Tab. 4.26 Charakteristiky predikovaných *EPS* po užití inverzní transformace

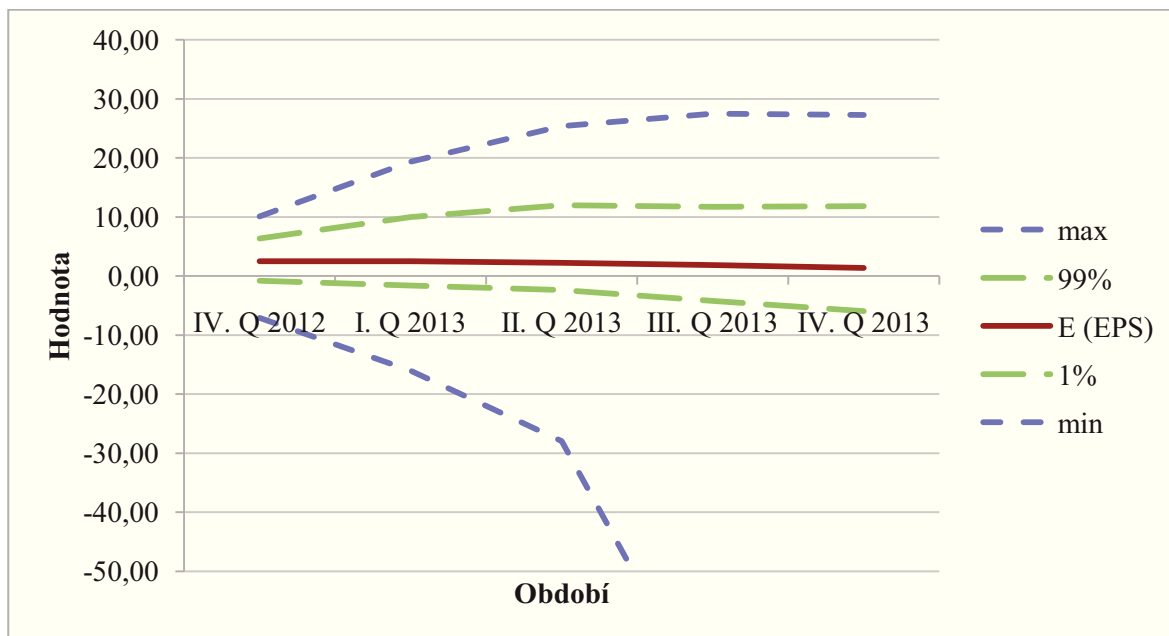
Ukazatel	<i>E (EPS)</i>	σ	<i>VaR</i> 5 %	<i>VaR</i> 10 %
<i>EPS</i> 1	2,5238	1,5600	– 0,0924	– 0,6037
<i>EPS</i> 2	2,5047	2,3427	0,2808	– 0,0759
<i>EPS</i> 3	2,2148	2,7806	0,6913	0,1259
<i>EPS</i> 4	1,8658	3,1166	1,0907	0,3339
<i>EPS</i> 5	1,3879	8,0488	1,4929	0,5176

Po užití metody inverzní transformace pro ukazatel *ROS* došlo ke snížení odhadované střední hodnoty *EPS*, v případě předešlé predikce se tato střední hodnota pohybovala v intervalu <1,3960; 2,5410>, nyní je to interval <1,3879; 2,5238>.

Snížila se však také velikost chyby predikce reprezentovaná směrodatnou odchylkou, což poukazuje na přesnější simulaci vývoje ukazatele *EPS*, postup inverzní transformace byl tudíž přínosem. Zůstala samozřejmě zachována rostoucí tendence hodnoty směrodatné odchylky odrážející v čase rostoucí nejistotu predikce.

V kritériu *VaR* došlo k poklesu velikosti možné ztráty, a to jak v případě hranice 5 %, tak 10 %.

Graf 4.14 Rozložení *EPS* při užití inverzní transformace



Z Grafu 4.14 jsou patrné nižší střední hodnoty *EPS*, oproti výsledkům v Grafu 4.9 došlo ke snížení minimální hodnoty z – 511,2 na – 514,5, maximální hodnota klesla

z nejvyšší hodnoty 28,3 na 27,5. Při užití obou postupů jsou patrné těžké konce predikovaných souborů dat.

4.7 Shrnutí výsledků obou metod

Dle provedených predikcí pomocí simulace Monte Carlo se výše ukazatele zisk na akcii bude ve společnosti Skanska AB v budoucích pěti kvartálních obdobích snižovat, což je v souladu s výsledky provedené finanční analýzy, která poukázala na zhoršující se finanční situaci společnosti. Klesající vývoj ukazatele *EPS* lze interpretovat jako pokles hodnoty pro akcionáře.

První metoda predikce *EPS* byla provedena za zjednodušujícího předpokladu normality reziduí dílčích vysvětlujících ukazatelů tvořících pyramidový rozklad ukazatele *EPS*. Pro každý dílčí ukazatel bylo pro zajištění dostatečné statistické věrohodnosti simulací Monte Carlo generováno 5 000 scénářů. Simulované hodnoty byly následně dosazeny do vzorce pro výpočet vrcholového ukazatele *EPS* a vzniklo tak 5 000 scénářů možného vývoje ukazatele v každém z pěti predikovaných čtvrtletí, z těchto scénářů byly propočteny četnosti výskytu ukazatele ve zvolených intervalech, čímž vzniklo možné rozdělení pravděpodobnosti velikosti *EPS*. Následně byly dopočteny statistické charakteristiky souboru, a to střední hodnota, směrodatná odchylka a hodnota *VaR* na hladině významnosti 5 a 10 %.

Dle této predikce hodnota ukazatele *EPS* bude postupně klesat, nejvyšší střední hodnoty dosáhne v prvním predikovaném období, a to 2,54 SEK/akcii, nejnižší výši bude mít ukazatel ve 4. čtvrtletí r. 2013, a to 1,39 SEK/akcii. Volatilita ve formě směrodatné odchylky se bude v čase zvyšovat, v prvním predikovaném období bude její hodnota 1,58 SEK/akcii, v pátém období 8,02 SEK/akcii, tímto je potvrzena skutečnost s časem rostoucí nejistoty vývoje finančních veličin. Nejmenší predikovaná ztráta určená hodnotou *VaR* na hladině významnosti 5 % a 10 % bude v čase růst.

Druhá metoda predikce *EPS* zahrnovala testování normality reziduí dílčích ukazatelů. Dle výsledků grafického Q-Q testu a Kolmogorov-Smirnovova testu provedeného v programu SPSS se rezidua ukazatele rentability tržeb nevyvíjejí dle normálního rozdělení, proto pro predikci tohoto ukazatele byla použita metoda inverzní transformace. Pomocí ní byla náhodná čísla generována ne z normálního rozdělení, ale z rovnoměrného rozdělení a následně transformována na náhodná čísla z pravděpodobnostního rozdělení empirických hodnot reziduí.

Metoda inverzní transformace vedla ke zpřesnění predikce, došlo ke snížení rizika chyby predikce ve formě směrodatné odchylky, a to na hodnoty v intervalu $\langle 1,5600; 8,0488 \rangle$, došlo však také ke snížení predikovaných hodnot *EPS*, v posledním pátém predikovaném čtvrtletí by hodnota dle predikce měla být 1,3879 SEK/akcie, tedy pro akcionáře je výsledek horší než v případě užití predikce bez aplikace metody inverzní transformace.

Využitím simulace Monte Carlo dle Vašíčkova modelu bylo ověřeno, že zvoleným modelem lze popsat náhodný vývoj ukazatele *EPS* ve společnosti Skanska AB. Lze také určit charakteristiky souboru predikovaných hodnot, mezi nimi střední hodnotu, směrodatnou odchylku a hodnotu *VaR*. Z výsledných hodnot je patrný pokles rentability na jednu akcii, pro akcionáře společnosti je vývoj signálem budoucího poklesu výnosu jejich investice do nákupu akcií společnosti Skanska AB.

5 Závěr

V diplomové práci byla na reálných datech společnosti Skanska AB ověřena možnost predikce ukazatele zisk na akcii (*EPS*) pomocí simulace Monte Carlo. Také byla provedena predikce tohoto ukazatele na pět následujících období.

Ve druhé kapitole diplomové práce byla za období let 2002 až 2011 provedena finanční analýza společnosti, z níž vyplynula zhoršující se finanční situace společnosti. V další kapitole byl vymezen postup predikce ukazatele *EPS*, začátkem kapitoly byla uvedena charakteristika ukazatele a jeho pyramidový rozklad na dílčí ukazatele aplikací Du Pontova rozkladu. Ve třetí kapitole byly dále vymezeny stochastické procesy, podle kterých se mohou vyvíjet dílčí ukazatele tvořící rozklad ukazatele *EPS*. V kapitole byly také popsány metody simulace dílčích ukazatelů se zaměřením na popis simulace Monte Carlo. Byla také popsána metoda inverzní transformace vedoucí ke zpřesnění predikce.

Čtvrtá kapitola byla zaměřena na ověření možnosti aplikace simulace Monte Carlo k predikci vývoje ukazatele *EPS* na následujících pět kvartálních období. Ukazatel byl predikován za zjednodušujícího předpokladu normality reziduí, ale také za postupu tento předpoklad ověřující, kdy byla v případě potřeby využita metoda inverzní transformace.

Nejprve byly pro jednotlivé dílčí ukazatele charakterizovány stochastické procesy, podle nichž se vyvíjejí. U ukazatele rentability tržeb byl z důvodu možnosti ukazatele nabývat jak kladných, tak záporných hodnot použit aritmetický Vašíčkův model. U dalších dílčích ukazatelů, tedy obratu aktiv, finanční páky a podílu vlastního kapitálu na počet akcií byl aplikován geometrický Vašíčkův model, jelikož se hodnoty těchto ukazatelů vyskytují pouze kladné.

U ukazatelů finanční páky a podílu vlastního kapitálu ku počtu akcií byly zaznamenány problémy s testy statistické významnosti, avšak po porovnání směrodatné odchylky modelu zahrnujícího parametry vypočítané regresní analýzou a modelu bez těchto parametrů byly parametry a ukazatele zachovány. Směrodatná odchylka, neboli riziko, totiž vykazovala nižší hodnoty při aplikaci modelu parametry zahrnující.

Dále byla v diplomové práci provedena analýza vzájemné závislosti dílčích ukazatelů, a to pomocí korelační a kovarianční matice, k sestrojení matic byla užita matice reziduí. Z výsledků vyplynula pozitivní lineární statistická závislost mezi vysvětlujícími ukazateli. K následné možnosti užití simulace Monte Carlo byla dopočítána Choleskeho matice vývoje náhodných veličin.

Simulace Monte Carlo byla užita k simulaci dílčích ukazatelů tvořících pyramidový rozklad ukazatele *EPS*, simulované hodnoty byly následně dosazeny do vzorce pro výpočet ukazatele *EPS*. Celkem bylo vytvořeno 5 000 scénářů možného vývoje vrcholového ukazatele v každém predikovaném čtvrtletí.

Dle provedené predikce pomocí simulace Monte Carlo se výše ukazatele *EPS* bude v budoucích obdobích postupně snižovat, tento klesající vývoj ukazatele lze interpretovat jako pokles hodnoty pro akcionáře. Nejmenší predikovaná ztráta určená hodnotou *VaR* na hladině významnosti 5 % a 10 % v čase poroste. Směrodatná odchylka vyjadřující odhadovanou volatilitu se v čase bude zvyšovat, důvodem zvyšování je skutečnost, že s rostoucím časovým horizontem dochází ke zhoršování míry jistoty předpovědi.

Pomocí provedených testů normality reziduí v programu SPSS byla odhalena odlišnost rozdělení reziduí ukazatele rentability tržeb od normálního rozdělení, proto byla v diplomové práci také využita metoda inverzní transformace. Tato metoda vedla ke snížení rizika chyby v predikci vyčísleného směrodatnou odchylkou, došlo však také ke snížení predikovaných hodnot ukazatele *EPS*, tedy pro akcionáře je výsledek horší než v případě užití predikce bez aplikace metody inverzní transformace.

Využitím simulace Monte Carlo dle Vašíčkova modelu bylo ověřeno, že zvolený model lze aplikovat k predikci ukazatele *EPS* ve společnosti Skanska AB, použití metody inverzní transformace navíc vede v simulaci k nižší chybě predikce.

Seznam použité literatury

- [1] BREALEY, R.A., MYERS, C.S. a MARCUS, A.J. *Fundamentals of Corporate Finance*. 4th ed. McGraw-Hill, 2004. 736 s. ISBN-13: 978-0-07-710821-2.
- [2] CYHELSKÝ, L., KAHOUNOVÁ, J. a HINDLS, R. *Elementární statistická analýza*. 2.vyd. Praha: Management Press, 1999. 319 s. ISBN 80-7261-003-1.
- [3] DLUHOŠOVÁ, Dana. *Finanční řízení a rozhodování podniku*. 2.vyd. Praha: Ekopress, 2008. 192 s. ISBN 978-80-86929-44-6.
- [4] DLUHOŠOVÁ, Dana a kol. *Nové přístupy a finanční nástroje ve finančním rozhodování*. 1.vyd. Ostrava: OFTIS Ostrava, 2004. 640 s. ISBN 80-248-0669-X.
- [5] FABIAN, František a Zdeněk KLUIBER. *Metoda Monte Carlo a možnosti jejího uplatnění*. 1.vyd. Praha: Prospektrum, 1998. 148 s. ISBN 80-7175-058-1.
- [6] FÁBRY, Jan. *Matematické modelování*. 1.vyd. Praha: Kamil Mařík – Professional Publishing, 2011. 180 s. ISBN 978-80-7431-066-9.
- [7] HNILICA, Jiří a Jiří FOTR. *Aplikovaná analýza rizika ve finančním managementu a investičním rozhodování*. 1.vyd. Praha: Grada Publishing, a.s., 2009. 264 s. ISBN 978-80-247-2560-4.
- [8] HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. 1.vyd. Praha: Oeconomica, 2007. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [9] NEUMAIEROVÁ, Inka a Ivan NEUMAIER. *Výkonnost a tržní hodnota firmy*. 1.vyd. Praha: Grada Publishing, 2002. 215 s. ISBN 80-247-0125-1.
- [10] ZMEŠKAL, Zdeněk. *Finanční modely*. 2.vyd. Praha: Ekopress, s.r.o. 2004. 236 s. ISBN 80-86119-87-4.

Internetové zdroje

- [1] SKANSKA. Interim reports [online]. 2012, říjen. [cit. 2012-10-10]. Dostupné z WWW:<<http://group.skanska.com/Investors/Reports/Interim-reports/>>.

Seznam zkratek

A	aktiva
a	rychlost přibližování
AVM	aritmetický Vašíčkův model
α	hladina významnosti
α^{krit}	hladina významnosti kritická
α^{vyp}	hladina významnosti vypočtená
b	hodnota dlouhodobé rovnováhy
C	kovarianční matice
CIR	Cox-Ingersoll-Rossův model
č.	číslo
df	počet stupňů volnosti
dx	změna sledované veličiny
dz	Wienerův proces
E()	střední hodnota
EAT	čistý zisk po zdanění
EBIT	zisk před zdaněním
EPS	zisk na akcii
F	distribuční funkce
FISH	distribuční funkce Fisherova rozdělení
F^{krit}	F-statistika kritická
F^{vyp}	F-statistika vypočítaná
GVM	geometrický Vašíčkův model
H ₀	nulová hypotéza
H _A	alternativní hypotéza
kol.	kolektiv
K-S	Kolgomorov-Smirnovův test
max	maximum
min	minimum
mld.	miliarda
N	počet pozorování
např.	na příklad
N(0;1)	normované normální rozdělení

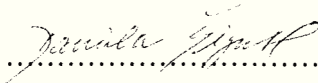
OA	oběžná aktiva
P	Choleskeho dekompoziční matice
PA	počet akcií
P^T	transformovaná horní trojúhelníková matice
P-st	pravděpodobnosti
r	náhodná proměnná z rovnoměrného rozdělení
r.	rok
ROA	rentabilita aktiv
ROE	rentabilita vlastního kapitálu
ROCE	rentabilita dlouhodobě investovaného kapitálu
ROS	rentabilita tržeb
s	náhodná proměnná z distribuční funkce F
s.	strana
SEK	švédská koruna
T	tržby
Tab.	tabulka
t^{krit}	t-statistika kritická
t^{vyp}	t-statistika vypočtená
tzn.	takzvaný
var ()	rozptyl
VaR	Value at Risk
VK	vlastní kapitál
\tilde{z}	náhodná proměnná z normovaného normálního rozdělení
ρ_{ij}	korelace
σ	směrodatná odchylka
Δt	časový interval

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- беру на ве́доміі, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst.3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 26. dubna 2013


.....
Daniela Šigutová

Seznam příloh

Příloha č. 1 Vstupní data

Příloha č. 2 Matice reziduí

Příloha č. 3 Četnosti predikovaných hodnot *EPS* za předpokladu normality reziduí

Příloha č. 4 Testování normality

Příloha č. 5 Četnosti predikovaných hodnot *EPS* s užitím metody inverzní transformace

Příloha č. 1 Vstupní data

		v mil. SEK				v mil. ks
Rok	Čtvrtletí	EAT	T	A	VK	PA
2002	I.	45	33036	84549	17376	418,553
	II.	139	39155	83375	15513	418,553
	III.	324	35532	85076	15881	418,553
	IV.	-1340	37853	78364	14217	418,553
2003	I.	363	30249	75632	13062	418,553
	II.	1119	35107	74810	13166	418,553
	III.	519	34125	71033	13423	418,553
	IV.	760	35605	66738	14169	418,553
2004	I.	268	26033	65255	14703	418,553
	II.	690	32225	66793	14076	418,553
	III.	1603	32389	68613	15839	418,553
	IV.	288	30277	62509	16066	418,553
2005	I.	810	25484	62794	17716	418,553
	II.	1016	30916	68327	17873	418,553
	III.	973	32199	69584	18837	418,553
	IV.	904	35507	71311	18454	418,553
2006	I.	494	26803	67786	16405	418,701
	II.	1512	32111	68329	17329	418,701
	III.	804	31928	71699	18406	418,701
	IV.	845	34761	71307	19190	418,553
2007	I.	605	28520	72716	20267	418,553
	II.	1029	35447	73578	18159	418,553
	III.	1243	36405	77466	19454	418,553
	IV.	1244	38409	78941	20514	418,553
2008	I.	878	31564	77630	20480	418,506
	II.	1084	37032	79863	18488	418,241
	III.	1205	36052	68359	19146	417,684
	IV.	-10	39026	67522	19071	423,053

2009	I.	433	30861	82614	19408	417,407
	II.	1179	35733	68023	18575	417,181
	III.	1135	35556	83423	19095	417,039
	IV.	881	34653	81410	20287	416,743
2010	I.	629	25454	77220	20588	416,321
	II.	932	30071	80049	17974	415,928
	III.	1206	32158	77689	17855	416,747
	IV.	1261	34541	77712	20670	416,489
2011	I.	132	22841	74632	20246	415,377
	II.	5414	29243	79391	20360	414,681
	III.	953	30592	81166	19157	414,471
	IV.	1096	36058	82770	19413	414,568
2012	I.	264	27212	80343	20066	414,496
	II.	712	34225	85731	17588	413,782
	III.	1139	33594	86505	18235	413,506

Příloha č. 2 Matice reziduí

		Rezidua ukazatelů			
Rok	Čtvrtletí	EAT/T	T/A	A/VK	VK/PA
2002	I.	-0,0237	0,0901	0,1310	-0,1148
	II.	-0,0181	-0,0647	0,0485	0,0013
	III.	-0,0626	0,0986	0,0798	-0,1242
	IV.	-0,0154	-0,0992	0,1090	-0,1139
2003	I.	0,0047	0,0800	0,0537	-0,0339
	II.	-0,0120	0,0690	-0,0016	-0,0215
	III.	-0,0059	0,1781	-0,0623	0,0166
	IV.	-0,0169	-0,0785	-0,0391	0,0046
2004	I.	-0,0058	0,1140	0,0743	-0,0715
	II.	0,0223	0,0501	-0,0667	0,0915
	III.	-0,0176	0,0769	-0,1020	-0,0055
	IV.	0,0046	-0,0866	-0,1111	0,0847
2005	I.	0,0057	0,0334	0,0393	0,0040
	II.	0,0031	0,0344	-0,0592	0,0503
	III.	-0,0017	0,1083	0,0142	-0,0163
	IV.	-0,0088	-0,1033	0,0459	-0,1104
2006	I.	0,0199	0,0861	-0,0558	0,0410
	II.	-0,0019	-0,0058	-0,0316	0,0541
	III.	-0,0029	0,0921	-0,0679	0,0435
	IV.	-0,0060	-0,1137	-0,0652	0,0629
2007	I.	0,0018	0,1195	0,0922	-0,0887
	II.	0,0070	0,0458	-0,0313	0,0699
	III.	0,0052	0,0820	-0,0512	0,0634
	IV.	0,0006	-0,0845	-0,0392	0,0158
2008	I.	0,0021	0,0604	0,1125	-0,0796
	II.	0,0062	0,1715	-0,1742	0,0383
	III.	-0,0274	0,2574	-0,0464	-0,0098
	IV.	-0,0132	-0,0910	0,1628	0,0357

2009	I.	0,0058	0,2601	-0,1436	-0,0334
	II.	0,0048	-0,0313	0,1595	0,0308
	III.	-0,0017	-0,0421	-0,0798	0,0698
	IV.	-0,0025	-0,2675	-0,0813	0,0321
2010	I.	0,0038	-0,0943	0,1584	-0,1074
	II.	0,0103	-0,0400	-0,0171	-0,0105
	III.	0,0094	0,0084	-0,1351	0,1552
	IV.	-0,0214	-0,3157	-0,0481	0,0015
2011	I.	0,1579	-0,0776	0,0256	0,0237
	II.	0,0044	-0,1333	0,0649	-0,0410
	III.	0,0032	0,0164	0,0015	0,0212
	IV.	-0,0175	-0,2445	-0,0644	0,0439
2012	I.	-0,0064	-0,0371	0,2010	-0,1067
	II.	0,0067	-0,1220	0,0001	0,0332
	III.	0,0339	0,3883	4,7439	44,0985

Příloha č. 3 Četnosti predikovaných hodnot *EPS* za předpokladu normality reziduí

4. Q 2012	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	P-st
min	-7,2800	1	0,02%
	-6,3960	0	0,00%
	-5,5120	0	0,00%
	-4,6280	0	0,00%
	-3,7440	0	0,00%
	-2,8601	0	0,00%
	-1,9761	0	0,00%
	-1,0921	24	0,48%
	-0,2081	125	2,50%
	0,6759	409	8,18%
	1,5599	804	16,08%
	2,4439	1149	22,98%
	3,3279	1007	20,14%
	4,2119	715	14,30%
	5,0959	458	9,16%
	5,9799	211	4,22%
	6,8639	67	1,34%
	7,7479	19	0,38%
	8,6319	10	0,20%
	9,5159	0	0,00%
max	10,3999	1	0,02%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistanční interval		0,8840

1. Q 2013	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	P-st
min	-16,7955	1	0,02%
	-15,0884	0	0,00%
	-13,3813	0	0,00%
	-11,6742	0	0,00%
	-9,9671	0	0,00%
	-8,2600	0	0,00%
	-6,5528	0	0,00%
	-4,8457	1	0,02%
	-3,1386	8	0,16%
	-1,4315	50	1,00%
	0,2756	612	12,24%
	1,9827	1685	33,70%
	3,6898	1401	28,02%
	5,3969	695	13,90%
	7,1041	324	6,48%
	8,8112	130	2,60%
	10,5183	53	1,06%
	12,2254	21	0,42%
	13,9325	12	0,24%
	15,6396	4	0,08%
max	17,3467	3	0,06%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistanční interval		1,7071

2. Q 2013	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	P-st
min	-28,1238	1	0,02%
	-25,4171	0	0,00%
	-22,7104	0	0,00%
	-20,0036	0	0,00%
	-17,2969	0	0,00%
	-14,5902	0	0,00%
	-11,8834	0	0,00%
	-9,1767	4	0,08%
	-6,4700	3	0,06%
	-3,7632	12	0,24%
	-1,0565	149	2,98%
	1,6502	2365	47,30%
	4,3569	1653	33,06%
	7,0637	529	10,58%
	9,7704	178	3,56%
	12,4771	62	1,24%
	15,1839	27	0,54%
	17,8906	8	0,16%
	20,5973	3	0,06%
	23,3041	4	0,08%
max	26,0108	2	0,04%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistantní interval		2,7067

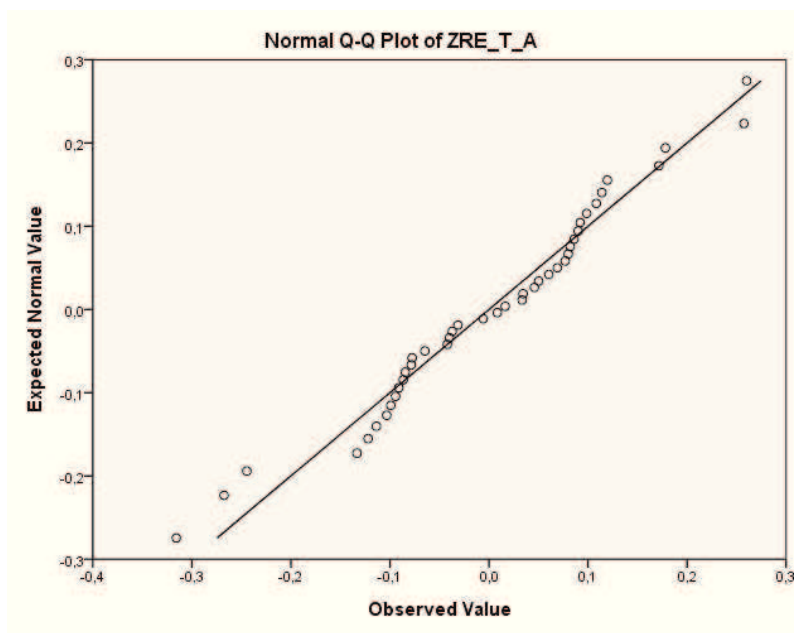
3. Q 2013	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	P-st
min	-76,5601	1	0,02%
	-71,3171	0	0,00%
	-66,0742	0	0,00%
	-60,8312	0	0,00%
	-55,5882	0	0,00%
	-50,3452	0	0,00%
	-45,1022	0	0,00%
	-39,8592	0	0,00%
	-34,6162	0	0,00%
	-29,3732	0	0,00%
	-24,1302	0	0,00%
	-18,8873	2	0,04%
	-13,6443	3	0,06%
	-8,4013	6	0,12%
	-3,1583	67	1,34%
	2,0847	3170	63,40%
	7,3277	1500	30,00%
	12,5707	208	4,16%
	17,8137	38	0,76%
	23,0567	3	0,06%
max	28,2996	2	0,04%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistantní interval		5,2430

4. Q 2013	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	P-st
min	-511,2064	1	0,02%
	-484,4381	0	0,00%
	-457,6699	0	0,00%
	-430,9017	0	0,00%
	-404,1334	0	0,00%
	-377,3652	0	0,00%
	-350,5969	0	0,00%
	-323,8287	0	0,00%
	-297,0605	0	0,00%
	-270,2922	0	0,00%
	-243,5240	0	0,00%

	-216,7558	0	0,00%
	-189,9875	0	0,00%
	-163,2193	0	0,00%
	-136,4511	0	0,00%
	-109,6828	0	0,00%
	-82,9146	0	0,00%
	-56,1464	2	0,04%
	-29,3781	3	0,06%
	-2,6099	150	3,00%
max	24,1583	4844	96,88%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistantní interval		26,7682

Příloha č. 4 Testování normality

Ukazatel T/A



One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

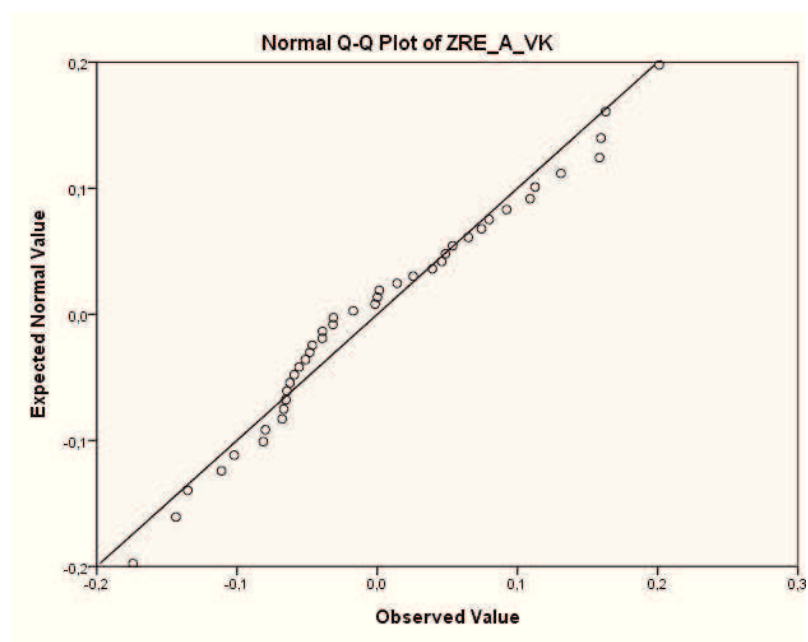
		ZRE T A
N		42
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000
	Std. Deviation	,12625
Most Extreme Differences	Absolute	,081
	Positive	,077
	Negative	-,081
Kolmogorov-Smirnov Z		,522
Asymp. Sig. (2-tailed)		,948

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

K-S test vede k přijetí nulové hypotézy.

Ukazatel A/VK



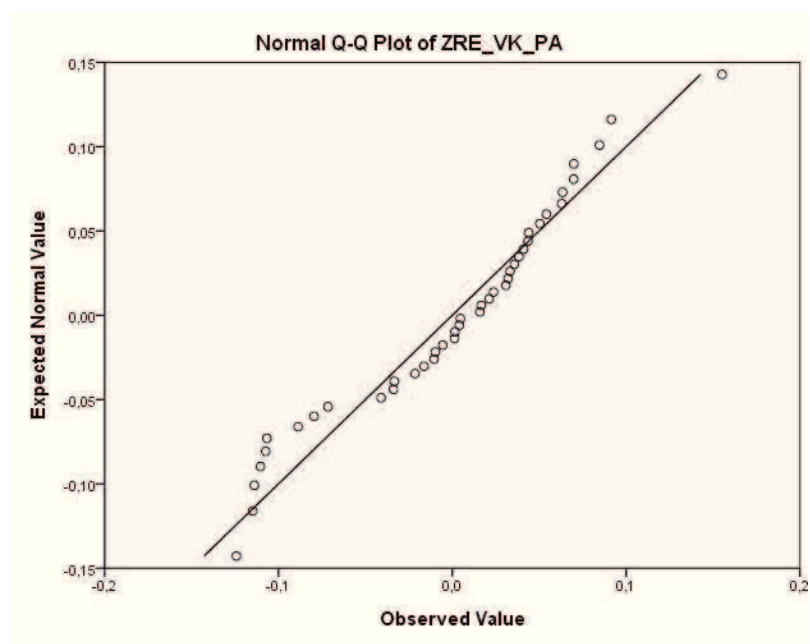
One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test		
		ZRE A VK
N		42
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000
	Std. Deviation	,09090
Most Extreme Differences	Absolute	,135
	Positive	,135
	Negative	-,067
Kolmogorov-Smirnov Z		,873
Asymp. Sig. (2-tailed)		,431

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

K-S test vede k přijetí nulové hypotézy.

Ukazatel VK/PA



One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		ZRE VK PA
N		42
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0000
	Std. Deviation	,06564
Most Extreme Differences	Absolute	,103
	Positive	,091
	Negative	-,103
Kolmogorov-Smirnov Z		,669
Asymp. Sig. (2-tailed)		,763

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

K-S test vede k přijetí nulové hypotézy.

Příloha č. 5 Četnosti predikovaných hodnot *EPS* s užitím metody inverzní transformace

4. Q 2012	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	P-st
min	-7,1009	1	0,02%
	-6,2408	0	0,00%
	-5,3807	0	0,00%
	-4,5206	0	0,00%
	-3,6605	0	0,00%
	-2,8004	0	0,00%
	-1,9403	1	0,02%
	-1,0802	22	0,44%
	-0,2201	125	2,50%
	0,6400	380	7,60%
	1,5001	769	15,38%
	2,3602	1122	22,44%
	3,2203	1013	20,26%
	4,0804	765	15,30%
	4,9405	453	9,06%
	5,8006	229	4,58%
	6,6607	89	1,78%
	7,5208	19	0,38%
	8,3809	9	0,18%
	9,2410	1	0,02%
max	10,1011	2	0,04%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistantní interval		0,8601

1. Q 2013	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	P-st
min	-16,0313	1	0,02%
	-14,2602	0	0,00%
	-12,4892	0	0,00%
	-10,7181	0	0,00%
	-8,9470	0	0,00%
	-7,1760	0	0,00%
	-5,4049	0	0,00%
	-3,6339	5	0,10%
	-1,8628	28	0,56%
	-0,0918	333	6,66%
	1,6793	1720	34,40%
	3,4503	1510	30,20%
	5,2214	813	16,26%
	6,9924	360	7,20%
	8,7635	138	2,76%
	10,5346	54	1,08%
	12,3056	23	0,46%
	14,0767	8	0,16%
	15,8477	4	0,08%
	17,6188	2	0,04%
max	19,3898	1	0,02%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistantní interval		1,7711

2. Q 2013	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	P-st
min	-27,9358	1	0,02%
	-25,2688	0	0,00%
	-22,6018	0	0,00%
	-19,9348	0	0,00%
	-17,2678	0	0,00%
	-14,6008	0	0,00%
	-11,9338	0	0,00%
	-9,2668	4	0,08%
	-6,5998	3	0,06%
	-3,9328	11	0,22%
	-1,2658	122	2,44%
	1,4012	2165	43,30%
	4,0682	1799	35,98%
	6,7353	581	11,62%
	9,4023	194	3,88%
	12,0693	70	1,40%
	14,7363	26	0,52%
	17,4033	16	0,32%
	20,0703	2	0,04%
	22,7373	4	0,08%
max	25,4043	2	0,04%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistantní interval		2,6670

3. Q 2013	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	P-st
min	-74,5958	1	0,02%
	-69,4900	0	0,00%
	-64,3842	0	0,00%
	-59,2785	0	0,00%
	-54,1727	0	0,00%
	-49,0669	0	0,00%
	-43,9611	0	0,00%
	-38,8553	0	0,00%
	-33,7495	0	0,00%
	-28,6438	0	0,00%
	-23,5380	0	0,00%
	-18,4322	2	0,04%
	-13,3264	3	0,06%
	-8,2206	6	0,12%
	-3,1148	67	1,34%
	1,9909	3092	61,84%
	7,0967	1554	31,08%
	12,2025	231	4,62%
	17,3083	37	0,74%
	22,4141	4	0,08%
max	27,5199	3	0,06%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistantní interval		5,1058

4. Q 2013	Hodnota <i>EPS</i>	Četnost	P-st
min	-514,4534	1	0,02%
	-487,3675	0	0,00%
	-460,2816	0	0,00%
	-433,1957	0	0,00%
	-406,1098	0	0,00%
	-379,0239	0	0,00%
	-351,9380	0	0,00%
	-324,8521	0	0,00%
	-297,7662	0	0,00%
	-270,6803	0	0,00%
	-243,5944	0	0,00%

	-216,5085	0	0,00%
	-189,4226	0	0,00%
	-162,3367	0	0,00%
	-135,2508	0	0,00%
	-108,1649	0	0,00%
	-81,0790	0	0,00%
	-53,9930	2	0,04%
	-26,9071	3	0,06%
	0,1788	1502	30,04%
max	27,2647	3492	69,84%
	Celkem	5000	100,00%
	Ekvidistantní interval		27,0859